Statistiques démographiques

Description et méthodologie du modèle de perspectives démographiques multirégionales du BSQ 1981-2006

Bureau de la statistique du Québec

Pour tout renseignement concernant
le BSQ et les données statistiques
qui y sont disponibles, s'adresser au:

117, rue Saint-André
Québec (Québec)
G1K 3Y3
Tél.: (418) 643-5116

ou

1410, rue Stanley, 3e étage
Montréal (Québec)
H3A 1P8
Tél.: (514) 873-4722

ou

Tél.: 1-800-463-4090
(aucun frais d'appel)

Dépôt légal
Bibliothèque nationale du Québec
Deuxième trimestre 1986
ISBN 2-550-16360-5

Reproduction autorisée à condition
de mentionner la source.

AVANT-PROPOS

Le Bureau de la statistique du Québec effectue après chaque recensement un triple exercice de prévisions démographiques. Il réalise d'abord des perspectives préliminaires pour l'ensemble du Québec. Puis il recourt à un modèle multirégional plus complexe pour établir des perspectives démographiques des régions et sous-régions du Québec. Enfin, l'exercice se termine par la production des prévisions par MRC, arrimées aux perspectives régionales.

Le modèle multirégional est celui qui fait l'objet de l'analyse la plus approfondie. Il a été mis sur pied au cours de l'exercice perspectif 1976-2001 et a fait depuis l'objet de plusieurs améliorations techniques, notamment en vue de sa souplesse d'utilisation.

Le texte qui suit donne un aperçu des techniques et des condiréations essentielles au fonctionnement du modèle. Celui-ci se caractérise par la précision des hypothèses qu'il exige et la cohérence de son fonctionnement.

Le rapport est divisé en cinq chapitres. L'introduction fait un survol des problèmes conceptuels en projection démographique. Le chapitre 2 décrit le fonctionnement du modèle sous sa forme matricielle. Il précise les principales hypothèses qui le sous-tendent et présente l'organigramme du programme informatique qui produit les perspectives.

Les trois chapitres suivants décrivent avec plus de détails le traitement particulier à la fécondité, à la mortalité et à la mobilité. Pour chacun des cas, on voit quelles sont les données de base des principales analyses conjoncturelles; comment les données entrent dans le modèle informatique; quelles sont les traitements qu'elles subissent; quelles sont les principales hypothèses et équations de transformation. On n'aborde ici que l'aspect méthodologique. Le lecteur intéressé aux tenants et aux aboutissants des hypothèses de projections, c'est-à-dire les scénarios, peut consulter la publication Perspectives démographiques régionales, 1981-2006 (Bureau de la statistique du Québec, juin 1984).

ÉQUIPE DE RECHERCHE

Ce travail a été réalisé au Service de l'analyse et de la prévision démographiques. Il est le fruit des efforts conjugués de plusieurs démographes et spécialistes qui s'y sont succédés, et qui ont pu profiter de commentaires en provenance de plusieurs ministères et organismes.

Normand Thibault a assuré la conception et la rédaction de ce rapport. La version du modèle multirégional des perspectives démographiques décrite ici, a été plus particulièrement l'oeuvre de Normand Thibault (coordination, modèle de projection et mortalité), Shirley Joe (fécondité), d'Hervé Gauthier (mobilité géographique), de Michel Fortin (analyse informatique) et de Danielle Noël (programmation), qui ont travaillé sous la direction de Claude Dionne.

Service de l'analyse et de la prévision démographiques
Direction générale de l'analyse et de la recherche
Bureau de la statistique du Québec

TABLE DES MATIÈRES

Page

LISTE DES TABLEAUX..... 8

LISTE DES FIGURES..... 9

1. INTRODUCTION..... 11

2. LE MODÈLE MULTIRÉGIONAL..... 19

3. LA FÉCONDITÉ..... 31

4. LA MORTALITÉ..... 37

5. LA MIGRATION..... 45
5.1 La migration interrégionale..... 51
5.2 La migration interprovinciale..... 54
5.3 La migration internationale..... 58

6. CONCLUSION..... 65

ANNEXE: Description des régions administratives et addemdum pour la région 10 et les sous-régions de Montréal..... 69

BIBLIOGRAPHIE..... 79

Liste des tableaux

		Page
Tableau 2.1	Système matriciel qui fait passer la population du temps t au temps t+1, pour le sexe féminin	22
Tableau 2.2	Composition des matrices de mobilité, de fécondité et de survie, pour un âge et un sexe donnés	23
Tableau 2.3	Organigramme du modèle informatique des perspectives démographiques, 1981-2006, du Bureau de la statistique du Québec	26
Tableau 3.1	Rapports de l'indice synthétique de fécondité des régions sur l'indice synthétique de fécondité du Québec, 1971-1982	34
Tableau 3.2	Proportion représentée par chaque taux de fécondité dans l'ensemble des taux, Québec, 1961-1982	36
Tableau 4.1	Facteurs retenus pour l'évolution annuelle de la mortalité selon l'âge et le sexe	39
Tableau 5.1	Probabilités quinquennales de migrer selon l'origine et la destination, régions et sous-régions du Québec, provinces à l'est et provinces à l'ouest du Québec, 1976-1981, population de 5 ans et plus en fin de période	46
Tableau 5.2	Facteurs de correction des probabilités de migrer interrégionales, selon l'hypothèse	53
Tableau 5.3	Effet du facteur conjoncturel sur le solde interprovincial, 1981-1984	56
Tableau 5.4	Facteur d'ajustement appliqué aux probabilités lissées et annualisées de quitter les autres provinces pour venir au Québec, selon l'hypothèse d'entrée interprovinciale et l'année de projection	57
Tableau 5.5	Répartition régionale des personnes recencées venues d'autres pays entre 1976 et 1981	60
Tableau 5.6	Hypothèses d'immigration et d'émigration, 1981-2006	61
Tableau 5.7	Émigration, calcul du rapport e_i/s_i	63
Tableau 5.8	Facteur annuel de pondération du nombre total d'émigrants selon l'hypothèse	64

Liste des figures

Page

Figure 3.1 Indice synthétique de fécondité du Québec, observé de 1961 à 1983 et projeté de 1984 à 2006, selon quatre hypothèses..... 33

Figure 4.1 Quotients de mortalité selon l'âge, Québec, 1971, 1981 et 2001, sexe masculin..... 40

Figure 4.2 Quotients de mortalité selon l'âge, Québec, 1971, 1981 et 2001, sexe féminin..... 41

Figure 4.3 Quotient de la table et quotient perspectif..... 43

Figure 5.1 Désagrégation annuelle et par année d'âge des probabilités quinquennales et par groupe d'âge de migrer..... 48

1- INTRODUCTION

Les perspectives de population peuvent être produites à partir de diverses méthodes. Il y a les méthodes d'ajustement mathématique, les méthodes d'extrapolation de taux de croissance, les méthodes de répartition, les méthodes de corrélation avec des indicateurs socio-économiques et les méthodes dites des composantes démographiques. Chacune d'elles peut être utilisée seule ou en combinaison avec une ou plusieurs autres méthodes; cela donne un nombre impressionnant de variantes, sans compter celles du "pifomètre" et de la "population désirée" que l'on rencontre encore parfois.

Dans le cas où les perspectives de population doivent être produites par année d'âge suivant une fréquence annuelle et sont destinées à des utilisations très diversifiées (et spécialement à la planification), les auteurs s'accordent sur le fait que la méthode des composantes s'avère de loin le meilleur choix (O.N.U., 1956; Shryock et Siegel, 1973; Tapinos, 1981; Pressat, 1983). Cette méthode remonte au milieu des années 1920 où, jusqu'alors, les principales perspectives démographiques étaient réalisées à partir d'extrapolations de taux de croissance ou de méthodes d'ajustement mathématique, telles que l'application de progressions géométriques et de fonctions logistiques.

En 1924, A.L. Bowly montra l'importance de tenir compte de la structure par âge pour la prévision des naissances et de la population en Grande-Bretagne. En 1926, S.D. Wicksell réalisa des prévisions de la population suédoise en formulant des hypothèses sur les trois composantes responsables du mouvement démographique: la natalité, la mortalité et la migration (Calot, 1970; Wattelar, 1981). N. Keyfitz (1972), relève toutefois un texte très antérieur de E. Cannan remontant à 1895 où il tient compte des composantes naissances et décès mais moins bien de la structure par âge.

Aux États-Unis, le mouvement débuta en 1928 avec P.K. Whelpton. Il établit les bases de la "Cohort component method" qui donna lieu à une longue série de projections démographiques officielles tant au niveau de l'ensemble des États-Unis qu'au niveau régional (Siegel, 1972). A. Sauvy produisit la même année des calculs perspectifs sur la population de la France jusqu'en 1956 à l'aide de la méthode des composantes en retenant une seule hypothèse de mortalité et de fécondité (Nizard, 1974). Ces calculs, ainsi que ceux qu'il réalisa en 1932 et en 1937 avec un champ d'hypothèses plus large, firent ressortir les avantages analytiques de la méthode ainsi que ses possibilités en tant qu'instrument de planification de politique de population.

Depuis ces années, les modèles de perspectives basés sur la méthode des composantes ont progressé au rythme des connaissances, des facilités de calcul et des données disponibles de plus en plus détaillées. Mais le principe de la méthode n'a pas changé. Il consiste à décomposer l'accroissement de la population en ses composantes fondamentales: les naissances, les décès et les migrations.

Une des variantes les plus simples consisterait à générer un effectif total de la population après une durée i:

Équation 1.1

Population au temps t+i = population au temps t
+ naissances survenues entre t et t+i
- décès survenus entre t et t+i
+/- migrations survenues entre t et t+i.

Des variantes plus précises font intervenir les caractéristiques d'âge et de sexe de la population. Certaines variantes construites pour répondre à des besoins particuliers font intervenir des caractéristiques socio-économiques, retiennent des découpages géographiques régionaux ou encore, éclatent la comptabilité démographique en faisant intervenir des phénomènes explicatifs tels que la nuptialité, la fécondité par rang, le détail des migrations en ses sous-composantes, etc.

Le modèle de perspectives du Bureau de la statistique du Québec est une de ces variantes. Le calcul perspectif des populations futures y est effectué sur la base d'une comptabilité annuelle suivant le sexe, l'année d'âge et la région administrative de résidence (BSQ, 1980 et 1984).

L'aspect comptable du modèle est résumé ci-dessous:

s: le sexe	: masculin féminin
x: l'année d'âge	: de 0 à 89 ans et 90 ans et plus
r: la région de résidence	: les dix régions administratives du Québec et les quatre sous-régions de Montréal
t: l'année de la prévision	: le bond est annuel (l'indice représente une date exacte pour la variable population et une période annuelle pour les composantes du mouvement démographique)

L'équation générale du calcul des effectifs prévus est:

Équation 1.2

Population (s, x+1, r, t+1) = population (s, x, r, t)
- décès (s, x, r, t)
+/- migrations (s, x, r, t)

L'équation particulière aux générations nées au cours de l'année est:

Équation 1.3

Population (s, 0, r, t+1) = naissances (s,, r, t)
- décès (s, -1, r, t)
+/- migrations (s, -1, r, t)
où l'âge -1 signifie que les événements sont ceux qui surviennent entre la naissance et l'âge révolu 0 à la date t+1.

La composante migration dans ces deux équations représente un vaste ensemble de migrations géographiques de la population que le modèle divise en fait en trois niveaux:

- les migrants interrégionaux selon la région d'origine et celle de destination;
- les migrants interprovinciaux selon treize régions d'origine (ou de destination) québécoises et deux régions de destination (ou d'origine) pour le reste du Canada;
- les migrants internationaux, c'est-à-dire les émigrants du Canada et les immigrants au Canada.

La ventilation détaillée des variables et des composantes d'un modèle de perspectives démographiques ne suffit pas à garantir de bons résultats. Plus la ventilation est raffinée, plus les techniques de calcul de chaque composante doivent l'être aussi. Cela provient des nombreuses relations de nécessité qui lient les caractéristiques, les variables et les composantes, et qu'il faut respecter. Classons-les ici en trois catégories: les relations de continuité, l'interdépendance démographique et l'interdépendance spatiale.

La continuité regroupe les lois de cohérence dans le temps des caractéristiques de la population. Elles concernent des caractéristiques invariantes ou théoriquement immuables (comme le sexe, la langue maternelle, ...), des permanences fortes (comme la région de résidence, l'état matrimonial, ...) et des évolutions régulières ou prédéterminables (comme l'âge qui augmente d'une unité à chaque année). Par exemple, la prévision de l'effectif des femmes d'une région et d'un âge donnés dans cinq ans doit être liée étroitement au nombre de femmes de cinq ans plus jeunes qui résident actuellement dans cette région.

L'emploi d'une fonction récursive rend compte assez bien de la relation de continuité des caractéristiques de la population. Les équations 1.2 et 1.3 que nous venons de voir le montrent. Le sexe et l'âge au temps t+n sont tirés du sexe et de l'âge au temps t+n-1, qui eux sont tirés des caractéristiques au temps t+n-2, et ainsi de suite jusqu'à l'année t du départ.

L'interdépendance démographique est composée de l'ensemble des interrelations logiques qui unissent les composantes entre elles et à l'effectif de la population et qui font que l'on ne peut prévoir séparément les trois composantes démographiques d'une région. Avant de faire émigrer il faut faire naître et avant de faire mourir il faut tenir compte du nombre de personnes que l'on a fait naître et migrer. Si les prévisions sont faites séparément, on risque à la limite de faire mourir ou migrer plus de personnes qu'il n'en résident effectivement dans la région (Termote, 1977).

Malgré sa simplicité, cette évidence n'est pas si facile à respecter dans un modèle de projection. La lourdeur de la composante migration dans les modèles multirégionaux et la rareté des données complètes sur cette composante incitent trop souvent les auteurs à prendre des raccourcis qui mettent les modèles dans des situations précaires. On voit encore de nos jours des modèles utilisés par l'administration publique et parapublique qui projettent des nombres négatifs de migrants sur de longue période (dix ans et plus), à partir de données douteuses, sans tenir compte qu'au bout de la ligne cela peut anéantir des générations d'individus (Thibault, 1981). Prévoir directement des nombres absolus de migrants, de décès ou de naissances fait surgir le risque que ces nombres représentent des proportions absurdes par rapport à la population.

La solution logique à l'interdépendance démographique se trouve dans l'utilisation des probabilités (et des taux). Encore, faut-il qu'elles soient cependant cohérentes avec le mécanisme des phénomènes démographiques et qu'elles se réfèrent aux personnes qui risquent ces phénomènes. De telles probabilités permettent de lier les événements projetés à chaque bond à la résultante des vécus de la population et conséquemment d'harmoniser indirectement les composantes entre elles. Un deuxième avantage des probabilités est qu'elles permettent de formuler des hypothèses sur chaque composante indépendamment des hypothèses sur les autres composantes. Par exemple, on peut formuler une hypothèse qui maintient constant les probabilités de décéder sans se préoccuper des hypothèses de fécondité et de migration, tout en étant assuré d'une bonne cohérence des événements. Le nombre des décès augmentera à chaque année dans les régions où le solde migratoire est positif à cause du plus grand nombre de personnes soumises au risque de décéder tandis qu'il diminuera dans les régions où le solde est négatif, toute autre chose étant égale par ailleurs. Si l'hypothèse de fécondité conduit à une augmentation ou à une diminution du nombre des naissances, le nombre des décès survenant dans ces nouvelles générations variera dans les mêmes proportions; on assurera ainsi une bonne cohérence entre les composantes, même sur une longue période de projection.

L'interdépendance spatiale représente les interactions qui lient ensemble les prévisions de chaque région. L'exemple le plus simple est la nécessité que la somme des effectifs régionaux soit égale à l'effectif de l'ensemble du territoire. La somme des populations des régions administratives doit correspondre à celle de l'ensemble du Québec. La population des sous-régions de Montréal doit être égale à celle de l'ensemble de cette région administrative. La somme des soldes internes du Québec, à un âge donné, doit être nulle.

Doit-on projeter d'abord un total et ensuite le répartir dans les régions? Doit-on projeter séparément le total et les régions, quitte à imposer un ajustement proportionnel en dernier lieu? Doit-on projeter seulement aux niveaux les plus fins et générer les totaux par la somme des chiffres régionaux? La première solution est surtout un palliatif pour les situations difficiles de manque de données, la deuxième est fréquente lorsqu'il y a de grands écarts dans la validité des données nationales et régionales, ou encore lorsque les projections régionales sont réalisées a posteriori. La troisième solution est la plus usuelle dans les modèles d'aujourd'hui.

La concordance des chiffres, qui peut paraître triviale à certains égards, pose des problèmes assez sérieux aux modèles multirégionaux lorsqu'il s'agit d'équilibrer la somme des sorties migratoires à la somme des entrées dans chaque région (Statistique Canada, 1975 et 1979). Les sortants d'une région se retrouvent nécessairement comme entrants dans les autres régions et les entrants d'une région sont exclusivement des sortants des autres régions. Le modèle de projection du BSQ utilise des systèmes matriciels donnant les probabilités de migrer de chaque région d'origine i vers chaque région de destination j, $\{m_{ji}\}$. Un premier système gère les migrations interrégionales entre chacune des treize régions du modèle et un deuxième gère les migrations de niveau interprovincial entre ces treize régions et deux regroupements des autres provinces du pays, les provinces à l'est du Québec et celles à l'ouest.

. . .

Bien que la méthode des composantes fasse l'objet d'un large consensus de la part des experts, son application concrète dans un modèle de projection pose certains problèmes. Il lui faut un grand nombre de données de départ et elle engendre un nombre encore plus impressionnant de calculs. On n'a qu'à penser au nombre de cellules que représente, pour une seule année donnée, la ventilation par composante, par sexe et par âge, une ventilation additionnelle multirégionale comme c'est le cas pour le modèle du BSQ, ou toute autre selon les caractéristiques

retenues par un autre modèle. Il faut donc disposer d'excellentes sources de données et avoir une bonne connaissance de ces dernières à chaque niveau de ventilation.

Comme on vient de le voir, il faut tenir compte de plusieurs interrelations. Plus le modèle les résout de façon efficace, plus son fonctionnement est dit de comptabilité exacte et plus on peut escompter à priori au moins une bonne cohérence des résultats, même à long terme.

Au-delà d'une reproduction convenable de la mécanique démographique et de ses lois élémentaires, subsiste toujours le problème d'appréhender l'avenir. En 1976, R. Lachapelle débutait une communication sur la démographie et la prospective par la citation suivante "Imposture, toute prétention à connaître la vérité future. Lâcheté cependant, tout renoncement à la chercher". Il existe de nombreux exemples de projections réalisées avec des techniques très simples qui sont tombées sur des chiffres plus exacts que ceux de projections élaborées à partir de la méthode des composantes (Ascher, 1978; Stoto 1983). Toutefois, cela ne s'applique en règle générale qu'à l'effectif total de la population, au court terme, ou à une région bien particulière. La valeur analytique de ces projections reste assez faible en ce qu'elles n'expliquent pas leurs résultats ni ne les détaillent.

La méthode des composantes multirégionales offre un excellent cadre de travail pour la recherche du futur. Elle permet que chaque composante de l'évolution de la population (mortalité, fécondité, migration, structure par âge, répartition spatiale,...) soit étudiée de façon beaucoup plus approfondie qu'il ne serait possible de le faire avec toute autre méthode globale. Elle permet de mesurer dans le temps l'effet relatif de chaque composante sur la croissance et la structure de la population. Elle permet de retracer l'origine des écarts entre la prévision et la réalité. Lorsque de nouvelles observations viennent justifier une reprise de l'exercice, il est plus facile de mettre à jour les perspectives lorsque les hypothèses qui les sous-tendent portent sur les composantes de l'accroissement de la population plutôt que sur l'accroissement même.

2. LE MODÈLE MULTIRÉGIONAL

Les équations du système de projection multirégionale sont basées sur la méthode des composantes démographiques. Pour chaque sexe, année d'âge et région, on a d'abord prévu une évolution de la mortalité, de la fécondité et de la mobilité. Chacun de ces éléments est projeté en terme de taux ou de probabilité, et est ensuite inséré dans un complexe matriciel qui est appliqué à un vecteur colonne contenant la population de départ. Le résultat de la multiplication matricielle correspond à l'effectif de la population en fin d'année. Le système ajoute ensuite les entrants interprovinciaux projetés séparément à partir de la population résidant dans les autres provinces et finalement un volume d'immigrants internationaux répartis par sexe, âge et région de destination.

$$P^{t+1} = L^{t} \cdot P^{t} + V^{t}$$

Population de l'année t+1	Matrice généralisée de projection pour l'année t	Population de l'année t	Immigrants internationaux et entrants interprovinciaux pour l'année t

Le fonctionnement matriciel du modèle de projection démographique est une adaptation du modèle multirégional de Rogers (Rogers, 1975), présenté sous la forme d'une matrice généralisée de Leslie (Leslie, 1945 et 1948; Keyfitz, 1977). Le système permet un excellent contrôle des phénomènes démographiques: il assure une cohérence des événements avec l'effectif total et la structure de la population, et il permet de tenir compte des nombreuses interactions entre les phénomènes démographiques. Ainsi, pour la mobilité interne au Québec, la somme des sorties régionales est à tout moment égale à la somme des entrées; la somme des sortants interprovinciaux varie non seulement en fonction du taux de sortie, mais elle est influencée également par la probabilité de rester vivant, celle d'être encore présent dans la région de départ cette année-là et enfin par la structure par sexe et par âge de la population soumise à ce risque; de même, la somme des populations régionales donne la population de l'ensemble du Québec.

Dans l'exercice projectif 1981-2006, le Québec est découpé en treize régions. Il s'agit en fait des dix régions administratives où celle de Montréal est redécoupée en quatre sous-régions: le Nord- de-Montréal (6N), Laval (6L), l'Île-de-Montréal (6M) et le Sud-de-Montréal (6S) (Thibault, 1984a;BSQ, 1985a). Il est important de noter que les perspectives sont réalisées au niveau de ces sous-régions et que l'ensemble de Montréal (06) est obtenu par la somme des résultats sous-régionaux. Le cumul des effectifs régionaux donne les perspectives de l'ensemble du Québec. On trouvera en annexe une description des régions et des sous-régions.

Pour avoir le nombre d'immigrants interprovinciaux, on a divisé la population du reste du Canada en deux parties: celle à l'est du Québec et celle à l'ouest. Les effectifs annuels de population de ces deux régions extérieures proviennent d'une projection de Statistique Canada. On applique à ces populations un ensemble de probabilités de migrer par âge et par sexe, selon la région de destination au Québec.

La matrice généralisée de projection, L^t, est constituée des blocs matriciels décrits ci-dessous. Les détails méthodologiques sont abordés dans les chapitres suivants. Les blocs matriciels sont conçus pour couvrir une année selon le mode perspectif.

S_x : la matrice diagonale donnant les probabilités de survie à l'âge x pour chaque région (S_n se rapporte aux naissances);

F_x : la matrice diagonale donnant les taux de fécondité féminins à l'âge x pour chaque région;

M_x : la matrice de mobilité donnant les probabilités de migrer à l'âge x, de chaque région vers chacune des autres; la matrice donne aussi la probabilité d'émigrer à l'extérieur du Québec (interprovinciale et internationale) par attrition des probabilités de la diagonale;

a : le scalaire donnant la proportion des naissances féminines parmi toutes les naissances (0,485 pour toutes les régions et toutes les années);

P_x^t : le 1^{er} vecteur colonne des populations régionales d'âge x au 1^{er} juin de l'année t;

$\tilde{P}_x^{t+1}$: le vecteur colonne des populations régionales d'âge x à la fin du pas de l'année t, à l'exclusion des immigrants internationaux et des entrants interprovinciaux de l'année qui se termine.

La multiplication matricielle par laquelle la population du temps t passe au temps t+1, est illustrée au tableau 2.1 pour le sexe féminin.

En première ligne, les blocs matriciels sont nuls avant et après les âges de la reproduction, soit 15-49 ans. Tous les zéros de la matrice de transition sont des matrices 13 régions par 13 régions composées de 0 uniquement. Dans l'ordre donné, la multiplication des matrices $M_x S_n F_x \sqrt{S_x}$ fait en sorte que la fécondité de la région d'origine est appliquée aux femmes survivantes au milieu de l'année; qu'on applique ensuite aux nouveaux-nés, un taux de survie associé à la région de naissance; et enfin, que les enfants survivants nés au cours de l'année migrent comme leur mère.

En sous-diagonale, les matrices $M_x S_x$ font survivre les effectifs de la population d'un âge à l'autre, et ces survivants migrent ensuite d'une région à l'autre ou vers l'extérieur du Québec. Le contenu des matrices F_x, M_x et S_x est présenté au tableau 2.2.

L'équation du début du chapitre montre qu'on additionne ensuite à $\tilde{P}^{t+1}$ le vecteur V^t qui contient les immigrants internationaux et les entrants interprovinciaux répartis par âge, par sexe et par région de destination.

Tableau 2.1

SYSTÈME MATRICIEL QUI FAIT PASSER LA POPULATION DU TEMPS t AU TEMPS t+1, POUR LE SEXE FÉMININ

$$\bar{P}^{t+1} = L^{t} \cdot P^{t}$$

$$\begin{bmatrix} \bar{P}_0^{t+1} \\ \bar{P}_1^{t+1} \\ \bar{P}_2^{t+1} \\ \bar{P}_3^{t+1} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \bar{P}_{90+}^{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \cdots & a\,M_{15}S_nF_{15}\sqrt{S_{15}} & \cdots & a\,M_{49}S_nF_{49}\sqrt{S_{49}} & \cdots & 0 & 0 \\ M_0S_0 & 0 & & 0 & & 0 & & 0 & 0 \\ 0 & M_1S_1 & & 0 & & 0 & & 0 & 0 \\ 0 & 0 & & 0 & & 0 & & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & & \cdot & & \cdot & & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot & & \cdot & & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & & \cdot & & \cdot & & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & & 0 & & 0 & & M_{89}S_{89} & M_{90+}S_{90+} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} P_0^t \\ P_1^t \\ P_2^t \\ P_3^t \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ P_{90+}^t \end{bmatrix}$$

Tableau 2.2

COMPOSITION DES MATRICES DE MOBILITÉ, DE FÉCONDITÉ ET DE SURVIE, POUR UN AGE ET UN SEXE DONNES

MATRICE DE MOBILITÉ

$$M = \begin{bmatrix} 1-e_{1.}-e_{1C} & e_{21} & \cdots & e_{n1} \\ e_{12} & 1-e_{2.}-e_{2C} & \cdots & e_{n2} \\ e_{13} & e_{23} & \cdots & e_{n3} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ e_{1n} & e_{2n} & \cdots & 1-e_{n.}-e_{nC} \end{bmatrix}$$

où

e_{ij} est la probabilité de migrer de la région i vers la région j;
e_{iC} est la probabilité de migrer de la région i vers une autre province.

MATRICE DE FÉCONDITÉ

$$F = \begin{bmatrix} f_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & f_2 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & f_n \end{bmatrix}$$

où

f_i est le taux perspectif de fécondité des femmes de la région i.

MATRICE DE SURVIE

$$D = \begin{bmatrix} s_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & s_2 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & s_n \end{bmatrix}$$

où

s_i est la probabilité perspective de ne pas décéder au cours de l'année, pour les personnes demeurant en i au début de l'année.

Les principales hypothèses qui sous-tendent le modèle sont:

- les probabilités des différentes composantes sont indépendantes entre elles (mortalité, fécondité, mobilité interne, migration interprovinciale).

- les femmes ont la fécondité de leur région de résidence au début de l'année;

- les enfants nés au cours de l'année migrent comme leurs mères et celles-ci ont le même comportement migratoire que l'ensemble des femmes de leur âge. On verra plus loin que cela s'applique aussi aux enfants de 0 à 2 ans;

- l'immigration internationale est traitée comme un phénomène extérieur qui n'est pas influencé par l'effectif de la population des régions ou de la province;

- les entrants interprovinciaux sont obtenus en appliquant des probabilités annuelles par âge et par sexe de venir au Québec à une projection démographique de Statistique Canada basée sur le recensement de 1981. Dans cette projection, on a divisé le reste du pays en deux régions, les provinces à l'est et celles à l'ouest du Québec (Statistique Canada, 1985: scénario FF16HC);

- pour chaque région, la structure par sexe et par âge des émigrants est calquée sur celle de ses sortants interprovinciaux de l'année en cours.

Le modèle utilisé tient compte des caractéristiques des populations risquantes[1] et des comportements démographiques régionaux. Il forme un système cohérent dans lequel rien ne se perd ni ne se crée, si ce n'est que par des processus tout à fait contrôlés par le système. Ce modèle multirégional rend compte des interrelations démographiques régionales et évite, en matière de mobilité, de faire des hypothèses sur des soldes qui à long terme deviennent souvent disproportionnés par rapport à la population risquante. Parmi les systèmes de projection courants, le modèle multirégional est celui qui fournit le plus d'efficacité et de cohérence dans un découpage à régions multiples.

---

1. C'est-à-dire les populations ventilées par âge et par sexe, présentes dans chaque région au début de chaque année de projection.

Les hypothèses de projection sur les composantes sont présentées dans le document Perspectives démographiques régionales, 1981-2006, (Bureau de la statistique du Québec, 1984) tandis que les chapitres qui suivent expliquent d'une façon détaillée le fonctionnement méthodologique et informatique du modèle de projection multirégionale. (Voir organigramme du tableau 2.3).

Tableau 2.3

Organigramme du modèle informatique des perspectives démographiques, 1981-2006, du Bureau de la statistique du Québec.

Explication des indices

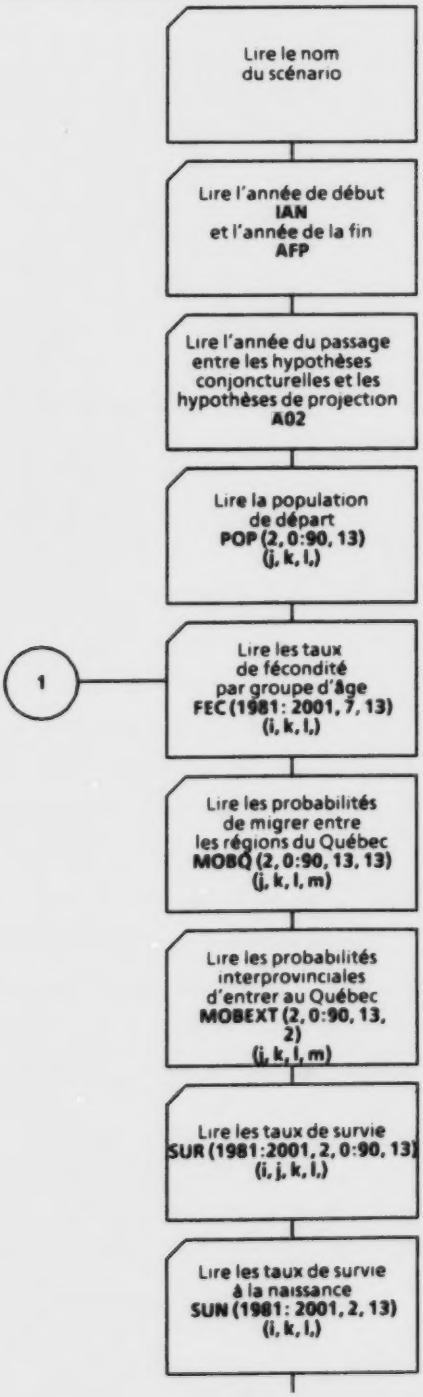
i: année

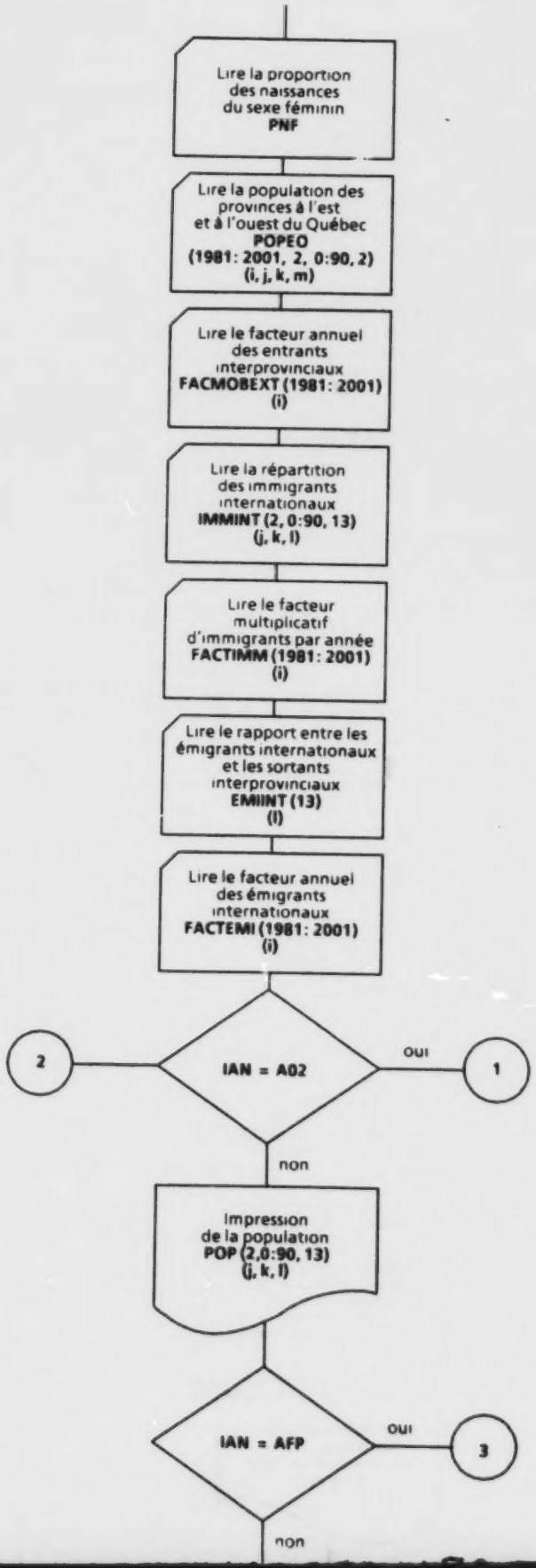
J: sexe

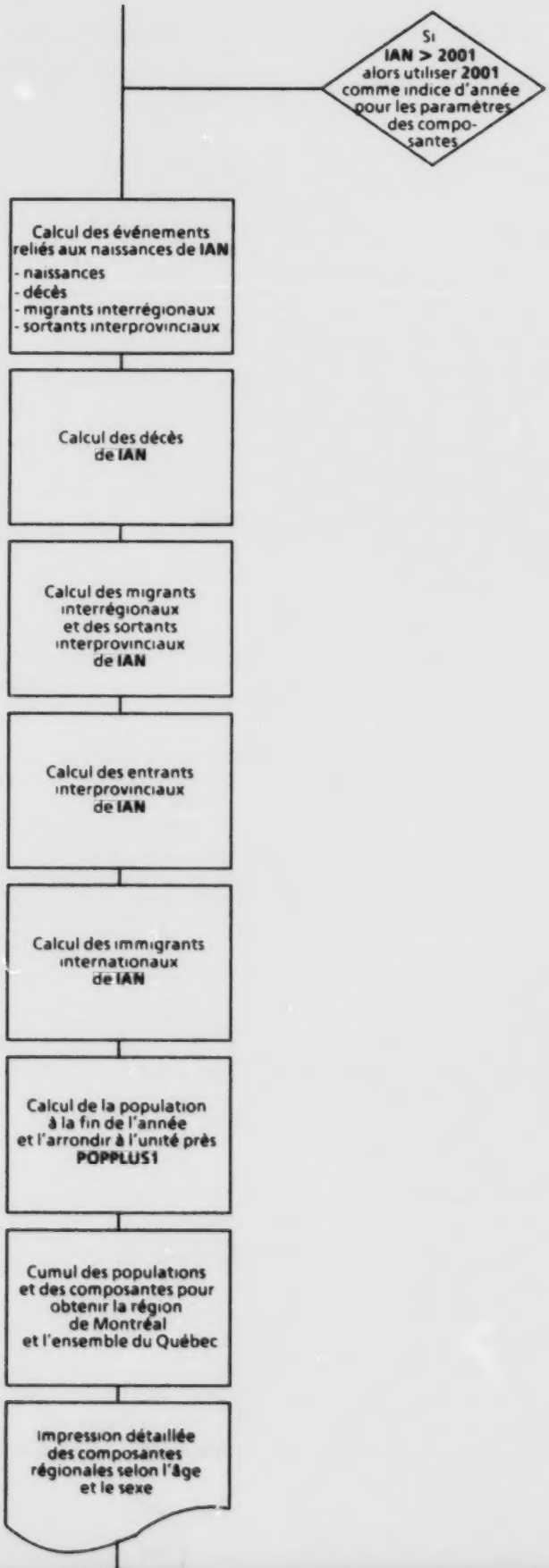
k: âge (0 à 90 +) ou groupe d'âge (15-19 à 45-49)

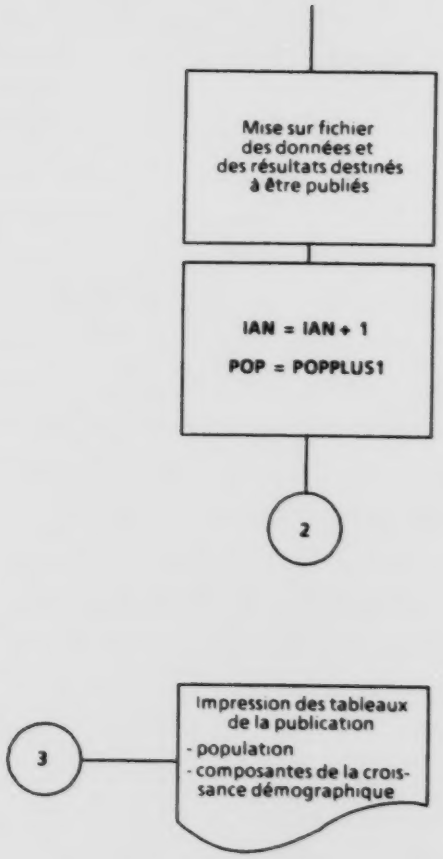
l: région de la résidence, ou de destination dans le cas des migrations

m: région d'origine dans le cas des migrations




Lire la proportion des naissances du sexe féminin
PNF
Lire la population des provinces à l'est et à l'ouest du Québec
POPEO
(1981: 2001, 2, 0:90, 2)
(i, j, k, m)
Lire le facteur annuel des entrants interprovinciaux
FACMOBEXT (1981: 2001)
(i)
Lire la répartition des immigrants internationaux
IMMINT (2, 0:90, 13)
(j, k, l)
Lire le facteur multiplicatif d'immigrants par année
FACTIMM (1981: 2001)
(i)
Lire le rapport entre les émigrants internationaux et les sortants interprovinciaux
EMIINT (13)
(l)
Lire le facteur annuel des émigrants internationaux
FACTEMI (1981: 2001)
(i)
IAN = A02
oui
1
2
non
Impression de la population
POP (2,0:90, 13)
(j, k, l)
IAN = AFP
oui
3
non


Si
IAN > 2001
alors utiliser 2001
comme indice d'année
pour les paramètres
des compo-
santes
Calcul des événements
reliés aux naissances de IAN
- naissances
- décès
- migrants interrégionaux
- sortants interprovinciaux
Calcul des décès
de IAN
Calcul des migrants
interrégionaux
et des sortants
interprovinciaux
de IAN
Calcul des entrants
interprovinciaux
de IAN
Calcul des immigrants
internationaux
de IAN
Calcul de la population
à la fin de l'année
et l'arrondir à l'unité près
POPPLUS1
Cumul des populations
et des composantes pour
obtenir la région
de Montréal
et l'ensemble du Québec
Impression détaillée
des composantes
régionales selon l'âge
et le sexe


Mise sur fichier
des données et
des résultats destinés
à être publiés
IAN = IAN + 1
POP = POPPLUS1
2
3
Impression des tableaux
de la publication
- population
- composantes de la crois-
sance démographique

3. LA FÉCONDITÉ

La composante "naissances" du modèle de projection démographique est obtenue en appliquant des taux de fécondité générale aux femmes en âge d'accoucher, c'est-à-dire de 15 à 49 ans. Il faut établir trente-cinq taux pour chaque année de la projection et chaque entité géographique du modèle.

Dans les projections précédentes, on retenait une approche longitudinale de la fécondité. On extrapolait la descendance atteinte aux âges multiples de cinq (20, 25, ...) pour des groupes de générations de femmes. La différence entre deux descendances atteintes constituait la base des taux de fécondité générale du moment selon l'âge de la femme. Cela exigeait l'étude d'un grand nombre de tendances régionales modulées sur des hypothèses globales de baisses ou de hausses anticipées pour la fécondité future. Après l'effondrement de la fécondité qui a caractérisé toute la décennie 1960, certains indicateurs montraient des signes de reprise au début de la décennie 1970, d'autres une tendance à la stabilisation et enfin d'autres continuaient leur chute. Pour bien cerner l'avenir, il fallait donc tenir compte du maximum d'informations offertes par l'analyse transversale et par l'analyse longitudinale.

La nouvelle approche du modèle est du type transversal seulement. Elle est plus simple. En gros, la préparation des données d'entrée se fait comme suit. Il suffit de projeter au niveau de l'ensemble du Québec l'évolution de l'indice synthétique de fécondité, aussi nommé la somme des naissances réduites. Un paramètre donnant le niveau relatif régional permet d'obtenir les futurs indices synthétiques régionaux. Enfin, des calendriers types génèrent les taux de fécondité générale par âge.

Malgré la simplicité d'application de cette nouvelle approche, il y a peu de perte d'information. Les tendances conjoncturelles au Québec, au Canada et dans une majorité de pays industrialisés sont actuellement moins sujettes à d'importantes fluctuations. Le nouveau régime de fécondité qui s'est installé est actuellement très faible. Et enfin, tous les indices projetés en tranversal peuvent être et sont effectivement réexaminés a posteriori en longitudinal avant d'être adoptés définitivement comme hypothèse de projection.

Les équations suivantes illustrent la méthode de construction des taux de fécondité régionale par âge à partir d'une des hypothèses d'évolution de l'indice synthétique de fécondité provinciale (figure 3.1).

t : année
x : âge
p, r: indice de province (p) ou de région (r)
ISF : indice synthétique de fécondité
RAP : rapport entre l'indice synthétique régional et l'indice synthétique provincial
CA : calendrier des taux de fécondité par groupe d'âge
f : taux de fécondité du moment

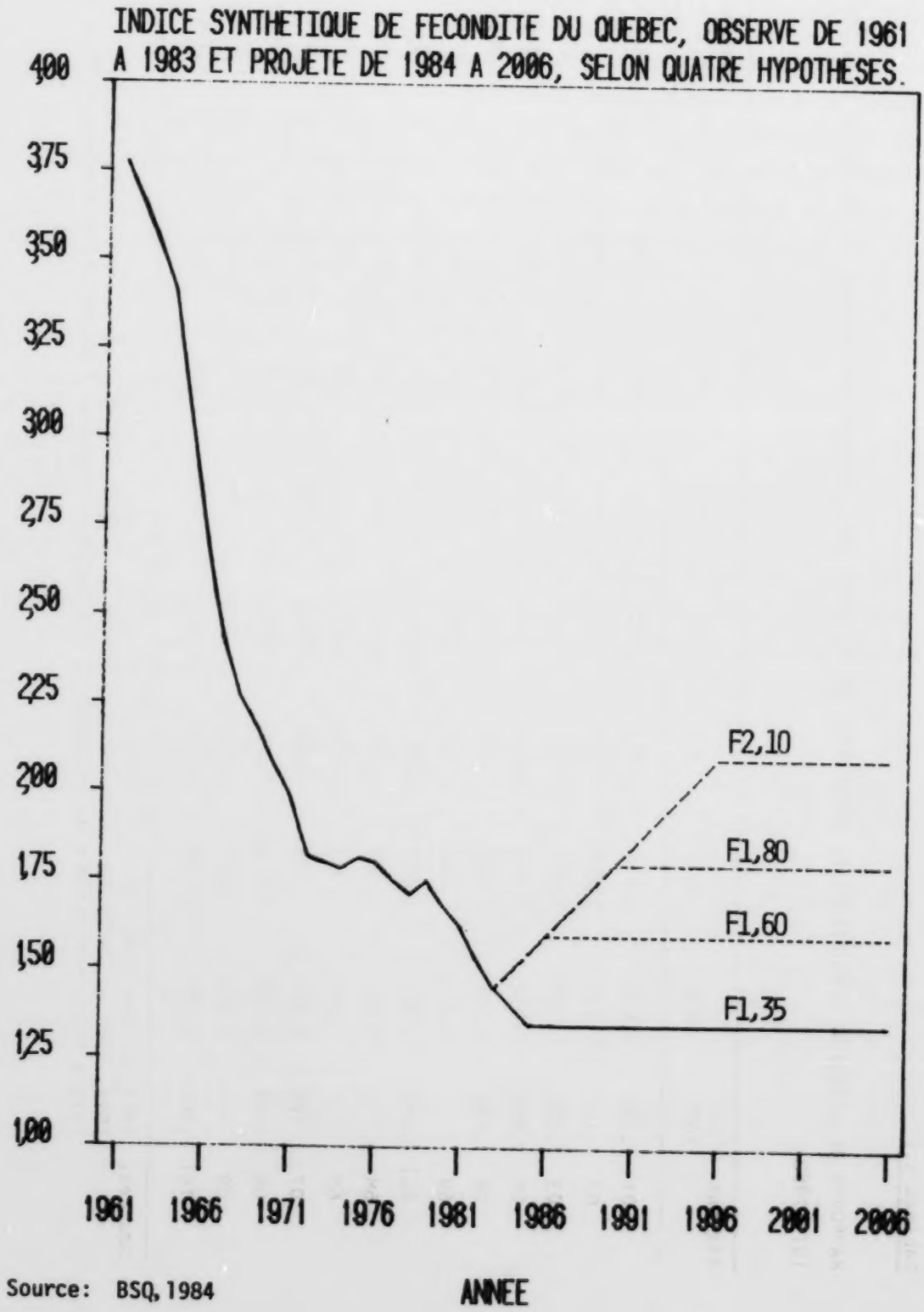
$$ISF_r^t : IST_p^t \cdot RAP_r$$

où

$$RAP_r = \frac{ISF_r^{1980-1982}}{ISF_p^{1980-1982}}$$

Ce rapport est assez près de l'unité et est à peu près constant depuis 1976 excepté pour la région du Nouveau-Québec où il est passé de 2,4 en 1976 à 1,7 en 1982 (tableau 3.1). On a poursuivit cette convergence jusqu'à 1,5, en 1986.

Figure 3.1



Source: BSQ, 1984

Tableau 3.1

RAPPORTS DE L'INDICE SYNTHÉTIQUE DE FÉCONDITÉ DES RÉGIONS SUR L'INDICE SYNTHÉTIQUE DE FÉCONDITÉ DU QUÉBEC, 1971-1982

Régions	1971	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	Moyenne 1980 - 1981 - 1982
01	1,180	1,102	1,116	1,082	1,086	1,074	1,084	1,035	1,064
02	1,101	1,291	1,265	1,311	1,314	1,286	1,257	1,199	1,247
03	1,055	1,014	1,010	1,040	1,039	1,035	1,010	0,979	1,008
04	0,959	1,050	1,087	1,104	1,106	1,109	1,093	1,064	1,089
05	1,102	1,090	1,100	1,072	1,070	1,077	1,102	1,086	1,088
6N		1,079	1,083	1,103	1,081	1,065	1,089	1,070	1,075
6L	0,946	0,901	0,922	0,871	0,921	0,942	0,944	0,942	0,943
6M		0,842	0,829	0,801	0,795	0,803	0,829	0,866	0,833
6S		1,055	1,063	1,074	1,064	1,069	1,048	1,062	1,060
07	1,175	1,030	1,029	0,980	0,992	0,988	0,982	1,026	0,999
08	1,254	1,188	1,192	1,248	1,240	1,240	1,238	1,230	1,236
09		1,264	1,325	1,282	1,252	1,176	1,119	1,068	1,121
10	1,460	2,382	2,149	1,937	1,922	1,775	1,665	1,733	1,724

Sources: 1971, S. Joe (1983)
1976, 1981 et 1982: Bureau de la statistique du Québec (1984)
1976 à 1980: - Ministère de la Santé et des Services sociaux, fichier des naissances 1977 à 1980

Les calendriers régionaux de la fécondité de 1982 ont servi de répartition type pour éclater les indices synthétiques en taux de fécondité par groupe d'âge. Le tableau 3.2 montre que le calendrier est resté à peu près le même depuis vingt ans, sauf que ce qui a été perdu au-delà de 35 ans conduit tout compte fait à l'augmentation de la proportion que représente la fécondité du groupe d'âge 25-29 ans.

$$f_r^t(x,x+4) = ISF_r^t \cdot CA_r(x,x+4)$$

où

$$CA_r(x,x+4) = \frac{f_r^{1982}(x,x+4)}{\sum_{x,x+4=15-19}^{45-49} f_r^{1982}(x,x+4)}$$

Ce sont ces taux de fécondité par groupe d'âge que le modèle place dans la variable FEC (1981:2001, 7, 13) décrite dans l'organigramme du chapitre 2. Le modèle utilise le taux du groupe d'âge pour chaque unité d'âge du groupe.

$$f_r^t(x+i) = f_r^t(x,x+4) \quad \text{pour} \quad i = 0,1,2,3,4$$

Tableau 3.2

PROPORTION REPRÉSENTÉE PAR CHAQUE TAUX DE FÉCONDITÉ DANS L'ENSEMBLE DES TAUX, QUÉBEC, 1961-1982

ANNÉE	GROUPE D'ÂGE (EN ANNÉES)							TOTAL
	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	
1961	4,3	26,8	29,3	21,1	13,0	5,0	0,5	100,0
1966	4,8	28,4	30,5	19,9	11,8	4,2	0,5	100,0
1971	5,3	28,5	34,0	20,0	9,2	2,8	0,2	100,0
1976	5,8	28,3	38,6	19,7	6,3	1,2	0,1	100,0
1981	4,7	27,2	40,6	21,0	5,6	0,9	0,1	100,0
1982	5,0	27,6	40,0	20,6	5,8	0,9	0,0	100,0

Source: Bureau de la statistique du Québec, 1984.

4. LA MORTALITÉ

Cette composante génère le nombre annuel de décès selon l'âge et le sexe. L'attrition de la population de début d'année par ces décès donne l'effectif des survivants à la fin de l'année.

Dans les perspectives régionales du BSQ de 1971-1986 (BSQ, 1976) et dans celles de 1976-2001 (BSQ, 1980), les données de base étaient des probabilités de survie perspective ventilées par l'année d'âge et le sexe. On supposait que la fonction provinciale s'appliquait à chacune des régions du modèle. Les probabilités futures étaient tirées d'extrapolations manuelles (ce qui était la méthode usuelle du temps) réalisées pour les besoins des perspectives provinciales de 1971-2001. Il y a eu de légères modifications dans les extrapolations pour tenir compte des niveaux plus récents avant d'entreprendre la deuxième série de perspectives.

Dans le présent exercice, on a révisé en profondeur l'approche de la composante mortalité. Au cours des années 1970, les taux de mortalité ont diminué plus rapidement que ce que la majorité des spécialistes avaient prévu. Malgré son niveau assez faible avant le milieu de l'âge adulte, la mortalité a de plus en plus d'impact dans les perspectives démographiques. Un individu vit de plus en plus longtemps et atteint plus fréquemment l'âge de la retraite ainsi que des âges très avancés. Cela donne un poids de plus en plus grand aux personnes âgées dont l'importance relative dans la société est déjà à la hausse par le vieillissement démographique induit par la faible fécondité des Québécois et Québécoises.

L'indice privilégié est maintenant le quotient de la table. Il est plus usuel et plus facile d'interprétation. De plus, la synthétisation des quotients de la table donne un indice global bien connu, l'espérance de vie à la naissance, ou à un autre âge donné. Comme on

disposait d'une série de trois tables de mortalité régionale, 1970-1972, 1975-1977 et 1980-1982, on a cru utile d'introduire le concept de régionalisation des quotients. Chacun d'eux est maintenant indicé en fonction du sexe, de l'année d'âge, de la région administrative (incluant les quatre sous-régions de Montréal) et de l'année de projection.

La première étape consiste à déterminer les quotients futurs. Les analyses préparatoires effectuées sur l'évolution des quotients entre 1971 et 1981 n'ont pas permis de mettre en évidence des tendances régionales distinctes les unes des autres, principalement à cause des fortes variations rencontrées d'un âge à l'autre. On a donc retenu la tendance provinciale donnée par les quotients des tables de mortalité abrégées centrées sur 1971 et 1981.

$$ {}_nt_x = \left[{}_nq_x^{1981} \;/\; {}_nq_x^{1971} \right]^{1/10} $$

où: n= 1 pour x=0
n= 4 pour x=1
n= 5 pour x=5,10,15...

Pour chaque sexe, on a procédé à quelques ajustements pour régulariser la courbe des facteurs ${}_5t_x$ en fonction de l'âge (lissage) et pour ralentir la tendance à la baisse des premiers quotients (les facteurs ${}_1t_0$ et ${}_4t_1$ ont été fixés à 0,955 et 0,960 respectivement pour les garçons et les filles). Le facteur observé est de 0,961 à 5-9 ans pour les deux sexes, il augmente assez régulièrement avec l'âge et il atteint à 90 ans et plus 0,992 chez les hommes et 0,981 chez les femmes (voir tableau 4.1 et figures 4.1 et 4.2).

Tableau 4.1

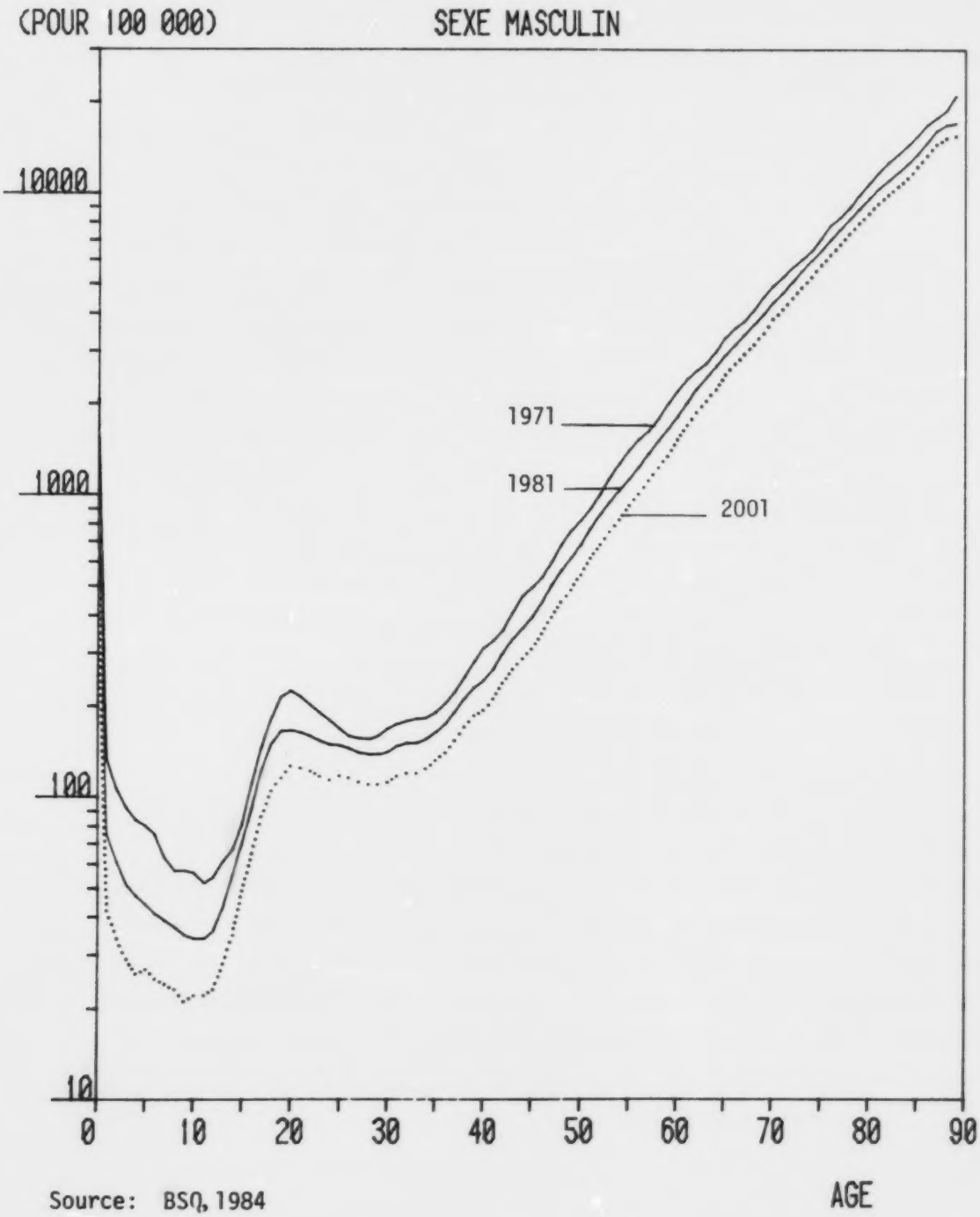
FACTEURS RETENUS POUR L'ÉVOLUTION ANNUELLE DE LA MORTALITÉ SELON LE SEXE ET L'ÂGE

Âge	Sexe masculin	Sexe féminin
0	0,955	0,960
1 - 4	0,955	0,960
5 - 9	0,961	0,961
10 - 14	0,965	0,962
15 - 24	0,979	0,968
25 - 29	0,982	0,966
30 - 34	0,982	0,968
35 - 39	0,983	0,971
40 - 44	0,982	0,972
45 - 49	0,981	0,975
50 - 54	0,982	0,978
55 - 59	0,984	0,979
60 - 64	0,986	0,979
65 - 69	0,988	0,978
70 - 74	0,990	0,978
75 - 79	0,991	0,978
80 - 84	0,991	0,980
85 - 89	0,992	0,980
90 et +	0,992	0,981

Note: Jusqu'à 89 ans il s'agit du facteur à appliquer au quotient de mortalité. À 90+ ans, il s'agit du facteur à appliquer au taux de mortalité.

Figure 4.1

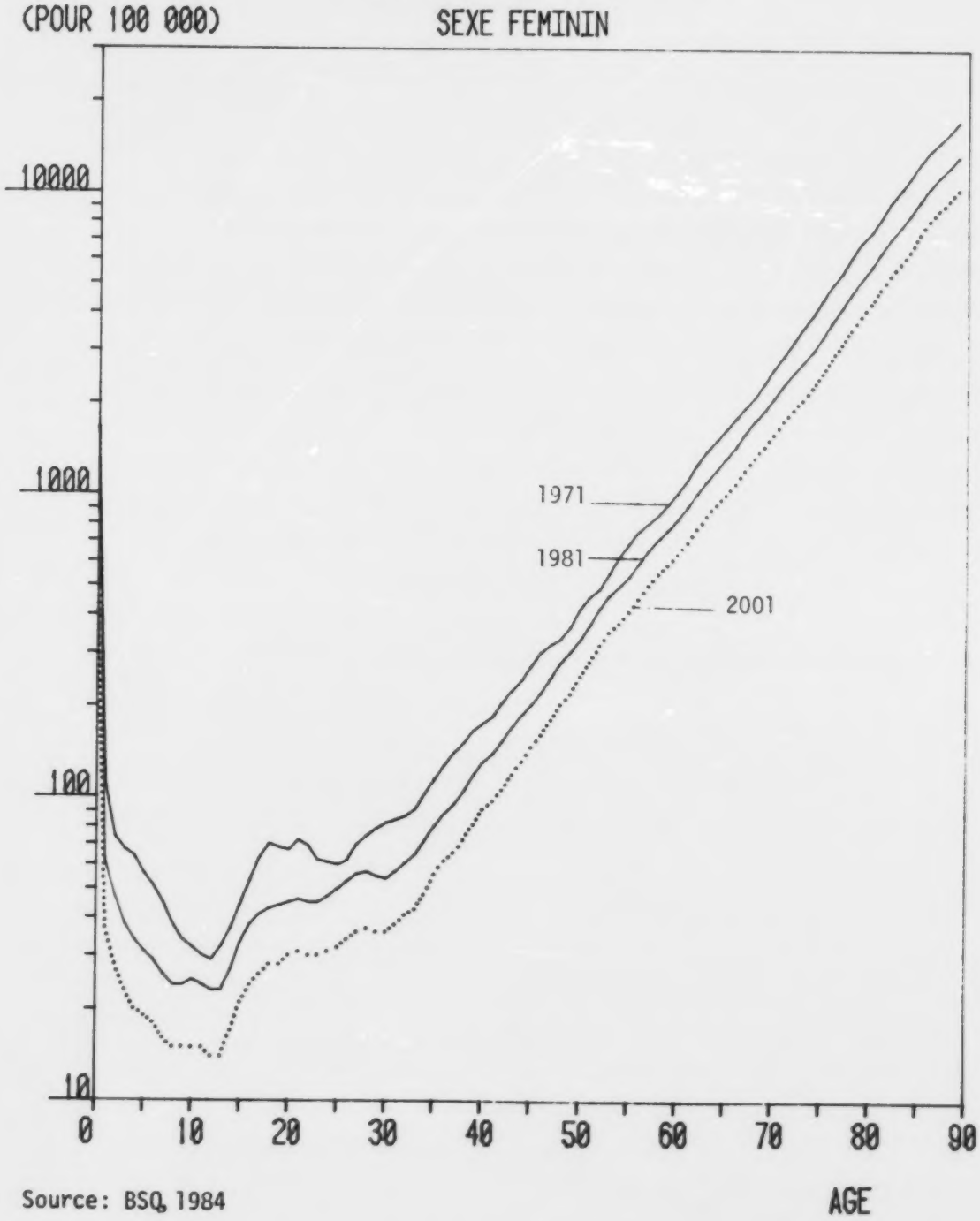
QUOTIENTS DE MORTALITE SELON L'AGE,
QUEBEC, 1971, 1981 ET 2001



Source: BSQ, 1984

Figure 4.2

QUOTIENTS DE MORTALITE SELON L'AGE,
QUEBEC, 1971, 1981 ET 2001



Source: BSQ, 1984

Ces facteurs d'évolution annualisés des quotients provinciaux, ${}_nt_x$, sont appliqués aux quotients par âge et par sexe des tables régionales de 1980-1982. Le facteur d'un groupe donné est appliqué à chacun des quotients par âge de ce groupe. Par exemple le facteur ${}_5t_5$ est appliqué aux quotients de 5 ans, 6 ans, 7 ans, 8 ans et 9 ans.

Pour la période 1981-1986, les quotients sont extrapolés en prenant la pleine tendance donnée par les facteurs ${}_nt_x$ tandis que les quotients des quinze années suivantes sont extrapolés en utilisant la racine carrée des facteurs annuels. On obtient ainsi une évolution des quotients de mortalité jusqu'en 2001. Les quotients restent ensuite constants à leur valeur de 2001.

$$q_x^{1982} = q_x^{1981} \cdot t_x$$

$$\vdots$$

$$q_x^{1986} = q_x^{1981} \cdot t_x^{5,0}$$

$$q_x^{1987} = q_x^{1981} \cdot t_x^{5,5}$$

$$\vdots$$

$$q_x^{1991} = q_x^{1981} \cdot t_x^{7,5}$$

$$\vdots$$

$$q_x^{1996} = q_x^{1981} \cdot t_x^{10,0}$$

$$\vdots$$

$$q_x^{2001} = q_x^{1981} \cdot t_x^{12,5}$$

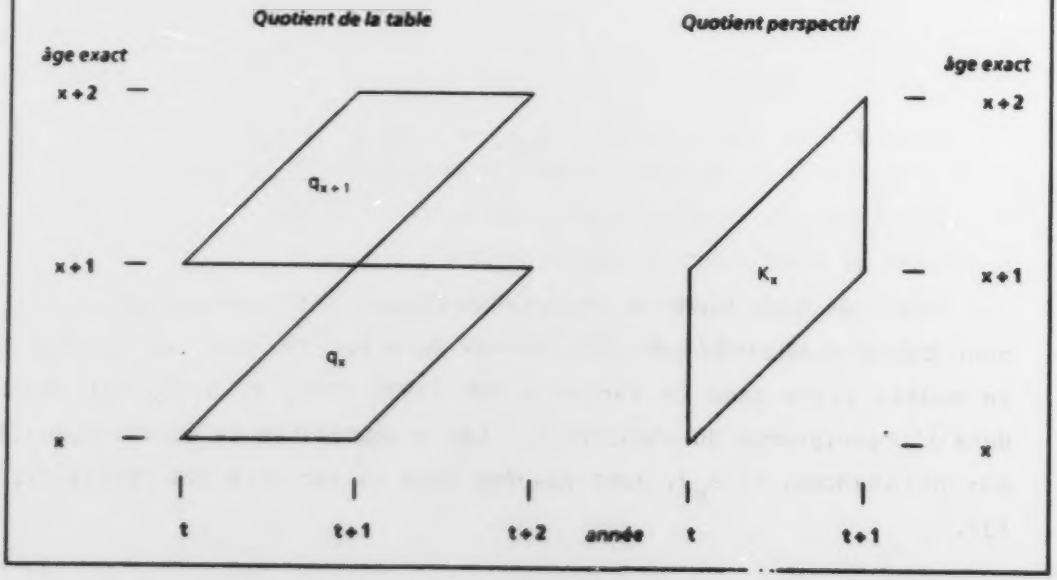
$$q_x^{2001+i} = q_x^{2001}$$

Pour le groupe d'âge ouvert 90 ans et plus, on ne connaît que le taux de mortalité m_{90+}. Son facteur d'évolution annualisé est calculé et utilisé de la même manière que celle du facteur d'évolution des quotients:

$$\left[t_{90+} = m_{90+}^{1981} + m_{90+}^{1971} \right]^{1/10}$$

La deuxième étape consiste à transformer les quotients de la table en quotients perspectifs. Comme on le voit à la figure 4.1, le quotient de la table correspond à la probabilité de décéder entre deux anniversaires, par exemple, entre l'anniversaire x et l'anniversaire x+1 dans le cas du quotient q_x. Pour les projections on a besoin d'un indice qui fait passer la population d'un âge x en années révolues au temps t vers l'âge x+1 en années révolues au temps t+1.

Figure 4.3
Quotient de la table et quotient perspectif



Les équations ci-dessous ont servi à réaliser le passage du quotient de la table, q_x, au quotient perspectif, k_x(Wattelar, 1980; Pressat, 1983).

Soit:

k_x : le quotient perspectif;

q_x : le quotient de la table;

m_{90+} : le taux de mortalité à 90 ans et plus.

Alors:

pour x = naissance $\quad k_n = 0{,}89 \cdot q_o$

pour x = 0 $\quad k_o = 1 - \dfrac{(1-q_o)\,(2-q_1)}{2 \cdot (1-k_n)}$

pour x = 1 à 88 ans $\quad k_x = 1 - \dfrac{(1-q_x) \cdot (2-q_{x-1})}{(2-q_x)} \cdot$

À 89 ans et 90 ans et plus, des approximations conduisent aux équations suivantes:

pour x = 89 ans $\quad k_{89} = 1 - \dfrac{1-q_{89}}{2-q_{89}} \cdot \dfrac{1-m_{90+}}{2-m_{90+}}$

pour x = 90 ans et plus $\quad k_{90+} = m_{90+} \cdot \dfrac{1-k_{89}}{2} \cdot$

Le complément à l'unité des quotients perspectifs, $(1-k_x)$, sont des probabilités perspectives de survie. Ce sont ces données que le modèle place dans la variable SUR (1981:2001, 2, 0:90, 13) décrite dans l'organigramme du chapitre 2. Les probabilités de survie associées aux naissances, $(1-k_n)$, sont placées dans la variable SUN(1981:2001, 2, 13).

5. LA MIGRATION

C'est à partir de la question "Où habitiez-vous il y a cinq ans..." posée au recensement de 1981 que sont construites les probabilités de migrer d'un endroit à l'autre. Cela s'applique à la migration interrégionale du Québec, à la migration interprovinciale et par extension à la composante émigration internationale.

Cette question s'adressait à toutes les personnes de cinq ans et plus, au 3 juin 1981, d'un échantillon d'un ménage sur cinq. Elle a permis de calculer un ensemble de matrices donnant des probabilités quinquennales de migrer en fonction de la région d'origine et celle de destination, par sexe et par groupe d'âge en 1981. Ces probabilités sont obtenues en divisant les migrants recensés en 1981 par une population de 1976 reconstituée à rebours (tableau 5.1).

$$\text{Probabilité}(i,j) = \frac{\text{migrants}(i,j)}{\text{non-migrants}(i) + \text{sortants}(i)}$$

Ce qui revient à:

$$m(i,j) = \frac{M(i,j)}{R(i) + M(i,.) - M(.,i)}$$

où

M(i,j) : les migrants recensés de i vers j;
M(i,.) : l'ensemble des sortants de la région i;
M(.,i) : l'ensemble des entrants dans la région i;
R(i) : la population recensée dans la région i;
m(i,j) : la probabilité de migrer de i vers j.

TABLEAU 5.1

PROBABILITES QUINQUENNALES DE MIGRER SELON L'ORIGINE ET LA DESTINATION, REGIONS ET SOUS-REGIONS DU QUEBEC, PROVINCES A L'EST ET PROVINCES A L'OUEST DU QUEBEC, 1976-1981, POPULATION DE 5 ANS ET PLUS EN FIN DE PERIODE

Résidence en 1981	Résidence en 1976														
	01	02	03	04	05	6N	6L	6M	6S	07	08	09	10	Est	Ouest
01	0,9012	0,0018	0,0035	0,0014	0,0012	0,0012	0,0010	0,0024	0,0014	0,0013	0,0009	0,0246	0,0127	0,0003	0,0001
02	0,0022	0,9121	0,0039	0,0019	0,0017	0,0011	0,0008	0,0011	0,0016	0,0013	0,0022	0,0176	0,0430	0,0002	0,0001
03	0,0224	0,0198	0,9339	0,0146	0,0141	0,0050	0,0050	0,0050	0,0075	0,0058	0,0096	0,0324	0,0272	0,0008	0,0003
04	0,0030	0,0033	0,0060	0,9223	0,0116	0,0045	0,0031	0,0034	0,0060	0,0027	0,0037	0,0094	0,0080	0,0001	0,0001
05	0,0013	0,0020	0,0033	0,0047	0,8992	0,0021	0,0020	0,0018	0,0048	0,0015	0,0026	0,0045	0,0059	0,0002	0,0001
6N	0,0038	0,0023	0,0035	0,0063	0,0037	0,8865	0,0515	0,0282	0,0074	0,0078	0,0093	0,0060	0,0105	0,0002	0,0002
6L	0,0025	0,0016	0,0016	0,0024	0,0019	0,0151	0,8439	0,0154	0,0033	0,0023	0,0031	0,0022	0,0022	0,0002	0,0001
6M	0,0217	0,0133	0,0126	0,0163	0,0158	0,0454	0,0553	0,8371	0,0383	0,0127	0,0137	0,0166	0,0155	0,0020	0,0014
6S	0,0107	0,0141	0,0124	0,0181	0,0225	0,0134	0,0160	0,0394	0,8961	0,0092	0,0114	0,0209	0,0218	0,0009	0,0005
07	0,0012	0,0013	0,0016	0,0020	0,0020	0,0041	0,0023	0,0020	0,0021	0,8838	0,0097	0,0021	0,0081	0,0002	0,0007
08	0,0011	0,0017	0,0012	0,0011	0,0010	0,0011	0,0008	0,0008	0,0011	0,0030	0,8869	0,0022	0,0592	0,0001	0,0002
09	0,0108	0,0047	0,0026	0,0015	0,0011	0,0006	0,0005	0,0006	0,0008	0,0007	0,0010	0,8366	0,0112	0,0002	0,0000
10	0,0014	0,0043	0,0009	0,0009	0,0007	0,0008	0,0003	0,0005	0,0006	0,0008	0,0109	0,0049	0,7227	0,0001	0,0000
Est	0,0053	0,0039	0,0021	0,0007	0,0017	0,0017	0,0017	0,0046	0,0025	0,0031	0,0018	0,0070	0,0132	0,9402	0,0049
Ouest	0,0114	0,0139	0,0109	0,0057	0,0217	0,0172	0,0157	0,0576	0,0265	0,0640	0,0331	0,0129	0,0389	0,0545	0,9914
Total	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000

Source: Compilations du BSQ à partir de données non publiées du recensement canadien de 1981.
BSQ, 1984

Il a fallu corriger quelques probabilités erratiques en utilisant celles des groupes d'âge voisins, tout en respectant les critères région et sexe.

On a ainsi obtenu des matrices de migration, M, qui pour un sexe et un âge donnés en 1981, contiennent l'ensemble des probabilités quinquennales de migrer d'une région à l'autre, interprovincialement et interrégionalement. Ces matrices sont désagrégées en matrices annuelles P_i en supposant que les migrants se répartissent uniformément sur l'intervalle de cinq ans (Dionne, 1979).

$$P_1 = 1/5\ (M + 4I)$$

$$P_2 = (2M + 3I) \cdot (M + 4I)^{-1}$$

$$P_3 = (3M + 2I) \cdot (2M + 3I)^{-1}$$

$$P_4 = (4M + I) \cdot (3M + 2I)^{-1}$$

$$P_5 = 5M \cdot (4M + I)^{-1}$$

où I est la matrice unité

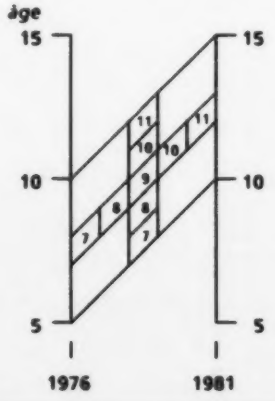
On peut vérifier facilement que le produit des matrices annuelles P_1 à P_5 donne exactement la matrice quinquennale M.

Cette désagrégation diffère passablement de la technique assez complexe de prendre la racine cinquième de la matrice quinquennale. En effet, cette dernière méthode a l'inconvénient qu'une grande partie du solde migratoire se produit dans les premières années du lustre au détriment des soldes des dernières années. Les équations utilisées ici impliquent que les cinq soldes migratoires annuels sont égaux et qu'ils représentent un cinquième des soldes produits par la matrice quinquennale.

Par hypothèse, on associe la matrice P_1 à l'âge x-3 au temps t-3, la matrice P_2 à l'âge x-2 au temps t-3, ... et la matrice P_5 à l'âge x+1 et t-3.

Par exemple, la matrice M des 10-14 ans en 1981 implique que ces générations avaient 5-9 ans en 1976. Le point milieu du parallélogramme suivi par ces générations peut être associé au petit parallélogramme de la génération de 9 ans révolus au premier juin 1978 (figure 5.1). L'extension annuelle des petits parallélogrammes, que ce soit longitudinalement ou transversalement, aboutit aux générations de 7, 8, 9, 10 et 11 ans. Ce qui correspond bien aux générations âgées entre x-3 et x+1 ans pour la matrice M des (x, x+4) ans à la fin du lustre.

Figure 5.1
Désagrégation annuelle et par année d'âge des probabilités quinquennales et par groupe d'âge de migrer.



Les matrices annuelles P_i couvrent ainsi tous les âges allant de 2 ans à 91 ans. La matrice associée aux enfants de 2 ans, P_2, est remplacée par la somme des matrices de migration des femmes de 15 à 49 ans au moment de la naissance de leur enfant pondérée par la répartition des naissances selon l'âge des mères en 1981. Un calcul similaire donne la matrice à associer aux enfants d'un an et ensuite celle à associer aux enfants de zéro an révolu.

Pour obtenir la matrice des zéro an, on se sert des matrices des femmes âgées de 16 à 50 ans en 1981; pour celle des un an, des matrices des femmes de 17 à 51 ans en 1981; et pour celle des deux ans, des matrices des femmes de 18 à 52 ans en 1981.

$$A_0 = \left[\frac{N_{15-19}}{N \text{ total}} \cdot \frac{1}{5} \cdot \sum_{16}^{20} P_x \right] + \ldots + \left[\frac{N_{45-49}}{N \text{ total}} \cdot \frac{1}{5} \cdot \sum_{46}^{50} P_x \right]$$

$$A_1 = \left[\frac{N_{15-19}}{N \text{ total}} \cdot \frac{1}{5} \cdot \sum_{17}^{21} P_x \right] + \ldots + \left[\frac{N_{45-49}}{N \text{ total}} \cdot \frac{1}{5} \cdot \sum_{47}^{51} P_x \right]$$

$$A_2 = \left[\frac{N_{15-19}}{N \text{ total}} \cdot \frac{1}{5} \cdot \sum_{18}^{22} P_x \right] + \ldots + \left[\frac{N_{45-49}}{N \text{ total}} \cdot \frac{1}{5} \cdot \sum_{48}^{52} P_x \right]$$

Voici la répartition des naissances, N, selon l'âge des mères à l'accouchement, ensemble du Québec, 1981.

Âge	Naissances	Répartition
15-19	4 590	0,0482
20-24	28 369	0,2978
25-29	38 873	0,4081
30-34	18 693	0,1963
35-39	4 181	0,0439
40-44	505	0,0053
45-49	36	0,0004
TOTAL	95 247	1,0000

La préparation des probabilités de migrer se termine par un lissage des valeurs P_x et A_x.

$$\bar{P}_x = \frac{1}{10}(P_{x-2} + 2P_{x-1} + 4P_x + 2P_{x+1} + P_{x+2})$$

pour x = 5 à 89 ans

$$\bar{P}_4 = (A_2 + 2P_3 + 4P_4 + 2P_5 + P_6) \div 10$$

$$\bar{P}_3 = (A_1 + 2A_2 + 4P_3 + 2P_4 + P_5) \div 10$$

$$\bar{P}_2 = (A_0 + 2A_1 + 4A_2 + 2P_3 + P_4) \div 10$$

$$\bar{P}_1 = (3A_0 + 4A_1 + 2A_2 + P_3) \div 10$$

$$0 = (7A_0 + 2A_1 + A_2) \div 10$$

et

$$\bar{P}_{90} = (P_{88} + 2P_{89} + 4P_{90} + 3P_{91}) \div 10$$

$$\bar{P}_{91} = (P_{89} + 2P_{90} + 7P_{91}) \div 10$$

Notons enfin que les probabilités de migrer des enfants qui naissent au cours de l'année sont générées par le modèle multirégional, décrit au chapitre 2. En résumé, le modèle fait l'hypothèse que ces enfants migrent comme leur mère. Le modèle pondère les matrices migratoires de l'ensemble des femmes par les taux de fécondité. Par exemple, le modèle associe la matrice migratoire des femmes de 27 ans au taux de fécondité des femmes de 27 ans, la matrice des femmes de 28 ans au taux de fécondité à 28 ans, ...

5.1 La migration interrégionale

Les probabilités lissées et annualisées, tirées du recensement de 1981, doivent être adaptées aux deux hypothèses globales de mobilité interrégionale. Pour l'hypothèse "D", c'est-à-dire la tendance décennale, les probabilités de migrer sont ajustées de façon à générer approximativement pour chaque région le nombre moyen de sortants des deux périodes 1971-1976 et 1976-1981 et ensuite de façon à générer approximativement le nombre moyen d'entrants des deux mêmes périodes. Pour l'hypothèse "R", c'est-à- dire la tendance récente, les probabilités de migrer sont ajustées de façon à générer approximativement les soldes interrégionaux moyens des années 1981-1983 estimés par Statistique Canada.

Adaptation à l'hypothèse "D"

Il faut d'abord calculer les facteurs d'ajustement basés sur les sorties, ks, et ceux basés sur les entrées, ke, à partir des flux migratoires quinquennaux totaux, âges et sexes réunis, donnés par les recensements de 1976 et 1981 (voir tableau 5.2).

Pour une région i, on a:

$$ks_i = \tfrac{1}{2} \cdot \left[1 + \frac{sorties_i^{1971-1976}}{sorties_i^{1976-1981}} \right]$$

$$ke_i = \tfrac{1}{2} \cdot \left[1 + \frac{entrées_i^{1971-1976}}{entrées_i^{1976-1981}} \right]$$

Soit f_{ij} l'élément d'une matrice $\tilde{P}$ annualisée et lissée donnant la probabilité de migrer de la région i vers la région j. Alors la probabilité ajustée g_{ij} est obtenue comme suit:

$$g_{ij} = f_{ij} \cdot ke_j \cdot ks_i \frac{\sum_{j \neq i} f_{ij}}{\sum_{j \neq i} f_{ij} \cdot ke_j}$$

et

$$g_{ii} = 1 - \sum_{j \neq i} g_{ij}$$

Adaptation à l'hypothèse "R"

Les facteurs d'ajustement régionaux, kr_i, proviennent de la comparaison des soldes migratoires internes estimés par Statistique Canada pour 1981-1983 et les soldes simulés en appliquant les matrices quinquennales de probabilités de migrer du recensement de 1981 à la population de 1981, âges et sexes réunis.

$$kr_i = 1 - \frac{solde_i^{*1981-1986} - 5/2\ solde_i^{1981-1983}}{sortants_i^{*1981-1986}}$$

et

$$g_{ij} = f_{ij} \cdot kr_i$$

$$g_{ii} = 1 - \sum_{j \neq i} g_{ij}$$

* indique qu'il s'agit du solde ou des sortants simulés pour 1981-1986 avec les probabilités de 1976-1981.

Tableau 5.2

FACTEURS DE CORRECTION DES PROBABILITÉS DE MIGRER INTERRÉGIONALES, SELON L'HYPOTHÈSE

Région	Hypothèse "D"		Hypothèse "R"
	ke	ks	kr
01	0,9286	1,2058	0,7603
02	1,3479	1,1410	0,8578
03	1,1251	1,2974	0,8716
04	0,9630	1,1128	0,9895
05	0,9802	1,0997	1,1051
6N	1,0063	1,0203	1,0336
6L	1,0326	0,9498	0,9433
6M	0,9975	1,0582	0,9357
6S	1,1254	0,9192	1,1500
07	1,2860	1,2863	0,8205
08	0,9691	1,1836	0,7092
09	1,5622	0,9466	0,9000
10	0,6695	0,5905	1,0738

Dans le calcul des kr, il a fallu tenir compte du fait que le découpage géographique des soldes estimés par Statistique Canada ne correspondait pas exactement au découpage des régions administratives utilisé dans le modèle multirégional.

Les probabilités de migrer, g_{ij}, indicées aussi selon le sexe et l'année d'âge, correspondent aux éléments hors-diagonale de la matrice MOBQ(2, 0:90, 13, 13) lus par le modèle informatique des perspectives.

Les probabilités de ne pas migrer interrégionalement, g_{ii}, constitueront les éléments diagonaux de la matrice MOBQ. Mais avant de les intégrer dans le modèle, il faut en retrancher la probabilité de quitter la région i pour une des autres provinces (voir 5.2.). Ces nouveaux g_{ii} sont les probabilités de ne pas quitter la région ni par migration interrégionale et ni par migration interprovinciale.

5.2 La migration interprovinciale

Le modèle utilise deux hypothèses pour les sorties interprovinciales et trois pour les entrées. Dans chaque cas, on applique un facteur de correction global aux probabilités lissées et annualisées de la matrice $\tilde{P}$ décrite précédemment. Le facteur est appliqué indifféremment aux probabilités d'échanges avec les provinces à l'est du Québec et celles d'échanges avec les provinces à l'ouest du Québec.

Les sorties interprovinciales

Les deux hypothèses utilisent un facteur de correction qui ajuste approximativement le nombre de sortants des premières années du modèle à des moyennes annuelles observées au cours de périodes récentes. Le facteur est constant dans le temps. De sorte que le nombre de sorties ne varient plus qu'en raison de la structure par sexe et par âge de la population soumise au risque de migrer à chaque année.

L'hypothèse "F", pour faible, ajuste les sorties à la moyenne annuelle de la période 1971-1981. Le facteur est 0,7170.

L'hypothèse "H", pour haute, ajuste les sorties à la moyenne annuelle de la période 1976-1981. Le facteur est 0,8586.

Ces facteurs sont appliqués aux probabilités f_{ij} des lignes (destinations)"est" et "ouest" des matrices $\tilde{P}$ dont la configuration correspond à celle présentée au tableau 5.1.

La somme de ces nouvelles probabilités de migrer en destination des provinces à l'est et de celles à l'ouest du Québec est retranchée de la diagonale g_{ii} calculée à la section 5.1.

$$g_{ii} = g_{ii} - (f_{i\ est} + f_{i\ ouest}) \cdot facteur$$

Les entrées interprovinciales

Au contraire des hypothèses sur les sorties, ici les facteurs d'ajustement changent avec les années.

Pour les trois premières années, les facteurs d'ajustement font en sorte que les soldes interprovinciaux sont approximativement égaux à ceux estimés (ou prévus) au 1er avril 1984 par Statistique Canada. En comparant les soldes de Statistique Canada avec ceux obtenus par une simulation où les probabilités d'entrée n'étaient pas ajustées, on a déterminé des facteurs d'adaptation conjoncturelle (tableau 5.3).

Tableau 5.3

EFFET DU FACTEUR CONJONCTUREL SUR LE SOLDE INTERPROVINCIAL, 1981-1984

Année	Facteur	Solde obtenu	Solde visé
1981-1982	0,8800	-25 110	-25 287
1982-1983	1,0911	-22 051	-21 788
1983-1984	1,0738	-22 322	-22 000

Pour les autres années, les facteurs conduisent graduellement vers des scénarios migratoires divergents les autres des autres. Notons que les hypothèses d'entrée faible, "F", et moyenne "M", sont jumelées à l'hypothèse haute, "H", de sortie interprovinciale, générant ainsi des soldes très négatifs et moyennement négatifs. L'hypothèse d'entrée haute, "H", est jumelée à l'hypothèse de sortie faible, "F", générant alors les soldes annuels les moins défavorables du modèle (tableau 5.4).

Tableau 5.4

FACTEUR D'AJUSTEMENT APPLIQUÉ AUX PROBABILITÉS LISSÉES ET ANNUALISÉES DE QUITTER LES AUTRES PROVINCES POUR VENIR AU QUÉBEC, SELON L'HYPOTHÈSE D'ENTRÉE INTERPROVINCIALE ET L'ANNÉE DE PROJECTION

Année censitaire	Hypothèse d'entrée interprovinciale		
	"F"	"M"	"H"
1981	0,8800	0,8800	0,8800
1982	1,0911	1,0911	1,0911
1983	1,0738	1,0738	1,0738
1984	0,9477	1,0738	0,7656
1985	1,0194	1,1660	0,8752
1986	1,0380	1,7582	0,9849
1987	1,0340	1,4020	1,0902
1988	1,0840	1,4020	1,1734
1989	1,0840	1,4020	1,2370
1990	1,0840	1,4020	1,3190
1991 à 2005	1,0840	1,4020	1,3190

Note: La description des hypothèses et leur justification sont présentées dans Perspectives démographiques régionales, 1981-2006 (BSQ, 1984).

Le facteur d'ajustement des entrées interprovinciales est lu par la variable FACMOBEXT (1981:2001) du modèle informatique. Les probabilités de migrer $f_{est\ i}$ et $f_{ouest\ i}$ données par les matrices $\tilde{P}$ entrent dans la variable MOBEXT (2, 0:90, 13, 2). Les chiffres sur la population des autres provinces soumise au risque de venir dans une des régions du Québec sont dans la variable POPEO (1981:2001, 2, 0:90, 2). Ils proviennent d'une des projections de Statistique Canada basée sur le recensement de 1981, scénario FF16HC (voir à ce sujet Statistique Canada, 1985).

5.3 La migration internationale

La migration internationale est composée de l'immigration et de l'émigration. On connaît assez bien la première: elle est soumise à un bon contrôle administratif et à des normes de sélection; le volume annuel des immigrants dépend directement du pouvoir politique de la province. Le ministère des Communautés culturelles et de l'Immigration publie régulièrement des statistiques sur leur nombre et leurs caractéristiques. L'émigration est par contre mal connue: les Canadiens n'ont pas à déclarer leur intention de quitter le pays, si ce n'est pour régulariser leur situation vis-à-vis certains organismes avec lesquels ils font affaire (impôt, allocation familiale, assurance-maladie,...). L'exploitation statistique des dossiers administratifs pouvant nous éclairer sur leur nombre et leurs caractéristiques en est encore à ses débuts. Les meilleures données chronologiques actuellement disponibles sont encore le fruit d'estimations tirées du jumelage de sources ayant des restrictions d'univers et de définition, même en ce qui concerne le nombre total des émigrants du pays.

L'immigration

Le modèle suppose que la composante immigration est indépendante de la population de la province. Il faut lui fournir d'une part le nombre total d'immigrants à ajouter à la population de fin d'année, $\tilde{P}^t$, et d'autre part une grille donnant leur répartition selon l'âge et le sexe, ainsi que selon la région de destination (tableau 5.5). Ces deux répartitions sont constantes dans le temps et proviennent des caractéristiques des immigrants de la période 1976 à 1981 énumérés lors du recensement de 1981. Le poids des 0-2 ans a été redressé avec les statistiques annuelles sur les immigrants de 1979-1981. Le tableau 5.6 présente les trois hypothèses sur le volume de l'immigration internationale. Les chiffres de 1981-1982 et 1982-1983 correspondent aux statistiques provisoires qui étaient disponibles au moment de la production des perspectives.

La répartition par sexe, âge et région entre dans la variable IMMINT (2, 0:90, 13) et les volumes totaux dans FACTIMM (1981:2001).

L'émigration

Les hypothèses d'émigration internationale sont faites à la fois sur des taux et des volumes annuels. Les hypothèses sont telles qu'elles conduisent à un solde faible (immigration moins émigration) lorsque l'immigration est faible, à un solde élevé lorsqu'elle est haute et à un solde intermédiaire lorsqu'elle est moyenne (tableau 5.6). La répartition des émigrants selon la région d'origine provient d'une estimation annuelle par division de recensement produite par Statistique Canada à partir du fichier d'impôt sur le revenu des particuliers. Par hypothèse, la répartition selon le sexe et l'âge est posée identique à celle des sortants interprovinciaux obtenus à chaque année de la projection par l'application des probabilités de sortie interprovinciale à la population de chaque

Tableau 5.5

RÉPARTITION RÉGIONALE DES PERSONNES RECENSÉES VENUES D'AUTRES PAYS ENTRE 1976 ET 1981

Région	Nombre		Pour 10 000 au total	
	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin
01	320	235	38	28
02	505	455	60	54
03	3 275	3 195	387	377
04	1 010	900	119	106
05	1 315	1 335	155	158
06	33 840	35 510	3 997	4 194
6N	1 310	1 255	155	148
6L	1 130	1 250	133	148
6M	16 150	27 175	3 088	3 209
6S	5 250	5 830	620	688
07	950	910	112	107
08	170	205	20	24
09	190	205	22	24
10	100	70	12	8
Total	41 675	43 020	4 921	5 079
Grand total	84 700		10 000	

Source: Recensement du Canada, 1981.

Tableau 5.6

HYPOTHÈSES D'IMMIGRATION ET D'ÉMIGRATION, 1981-2006

Année censitaire	IMMIGRATION "F"	IMMIGRATION "M"	IMMIGRATION "H"	ÉMIGRATION[1] "F"	ÉMIGRATION[1] "M"	ÉMIGRATION[1] "H"
1981	23 499	23 499	23 499	6 608	6 608	6 608
1982	19 227	19 227	19 117	7 703	7 703	7 703
1983	15 000	16 000	17 000	8 000	8 000	8 000
1984	15 000	16 000	17 000	8 000	8 000	8 000
1985	15 000	16 000	17 000	8 000	8 000	8 000
1986	16 000	17 000	18 000	8 500	8 750	9 000
1987	17 000	18 000	19 000	9 000	9 000	9 500
1988	18 000	19 000	20 000	9 000	9 500	10 000
1989	19 000	20 000	21 000	9 000	10 000	10 500
1990	19 000	21 000	22 000	9 000	10 000	11 000
1991	19 000	22 000	24 000	9 000	10 000	12 000
1992	19 000	23 000	26 000	9 000	10 000	13 000
1993	19 000	23 000	28 000	9 000	10 000	14 000
1994	19 000	23 000	30 000	9 000	10 000	14 000
1995	19 000	23 000	30 000	9 000	10 000	14 000
1996-2005	19 000	23 000	30 000	9 000	10 000	14 000

1. Il s'agit d'un volume de référence qui a servi à pondérer les probabilités d'émigrer vers d'autres pays, sur la base de la structure de la population recensée en 1981. Le nombre d'émigrants réellement projetés diffère un peu de ces chiffres à cause de l'effet de volume et de l'effet de la répartition par âge et par sexe de la population au cours de la période.

région. En pratique, cela veut dire que les émigrants internationaux de l'année t sont obtenus en appliquant un facteur de pondération régionale aux sortants interprovinciaux de l'année en question.

Soit la notation suivante pour une année t donnée:

k^t : le facteur annuel de pondération du nombre total d'émigrants;

s_i : le nombre total de sorties interprovinciales pour la région i

e_i : le nombre total d'émigrants internationaux désirés pour la région i;

P_i^t : le vecteur colonne de population selon le sexe et l'âge pour la région i au début de l'année t;

M_i : le vecteur colonne des probabilités de sortie interprovinciale selon le sexe et l'âge pour la région i calculées à la section 5.2;

E_i^t : le vecteur colonne des émigrants internationaux selon le sexe et l'âge pour la région i au cours de l'année t.

Alors:

$$E_i^t = k^t \cdot \frac{e_i}{s_i} \cdot M_i \cdot P_i^t$$

Le tableau 5.7 donne une illustration du calcul du rapport e_i/s_i pour 1981-1982 et le tableau 5.8 donne la valeur de la pondération annuelle k^t. Le rapport régional entre dans la variable EMIINT(13) et le facteur annuel entre dans la variable FACTEMI (1981:2001).

Tableau 5.7

ÉMIGRATION, CALCUL DU RAPPORT e_i/s_i

Région	Émigration 1981-1982 (1)	Sortants interprovinciaux simulés (2)	Rapport e_i/s_i (3)	Rapport corrigé pour les scénarios "F" et "M" (4)	Rapport corrigé pour les scénarios "H" (5)
01	68	750	0,0907	0,1061	0,1270
02	262	1 048	0,2500	0,2924	0,3502
03	1 029	2 596	0,3964	0,4636	0,5552
04	118	484	0,2438	0,2851	0,3415
05	191	1 111	0,1719	0,2011	0,2408
06					
6N	289	1 887	0,1532	0,1792	0,2146
6L	165	864	0,1910	0,2234	0,2675
6M	3 267	23 443	0,4430	0,1630	0,1952
6S	933	6 162	0,1514	0,1171	0,2121
07	154	3 829	0,0402	0,0470	0,0563
08	26	1 071	0,0243	0,0284	0,0340
09	65	446	0,1457	0,1704	0,2041
10	41	196	0,2092	0,2447	0,2930

Notes:

(1) Établie à partir d'une estimation annuelle de Statistique Canada par division de recensement.

(2) Nombre de sortants vers les autres provinces calculé en appliquant les probabilités annualisées lissées, découlant de la période 1976-1981, à la population des régions en 1981.

(3) Colonne 1 divisée par la colonne 2.

Ajustement pour tenir compte du fait que le programme de projection utilise les probabilités interprovinciales d'un scénario et non les probabilités de base données par le recensement de 1981.

(4) = (3) x 1,1696
(5) = (3) x 1,4006

Tableau 5.8

FACTEUR ANNUEL DE PONDÉRATION DU NOMBRE TOTAL D'ÉMIGRANTS SELON L'HYPOTHÈSE

Année	Hypothèse "F"	Hypothèse "M"	Hypothèse "H"
1981	1,0	1,0	1,0
1982	1,1657	1,1657	1,1657
1983	1,2107	1,2107	1,2107
1984	1,2107	1,2107	1,2107
1985	1,2107	1,2107	1,2107
1986	1,2863	1,3242	1,3620
1987	1,3620	1,3620	1,4377
1988	1,3620	1,4377	1,5133
1989	1,3620	1,5133	1,5890
1990	1,3620	1,5133	1,6646
1991	1,3620	1,5133	1,8160
1992	1,3620	1,5133	1,9673
1993	1,3620	1,5133	2,1186
1994	1,3620	1,5133	2,1186
1995	1,3620	1,5133	2,1186
1996-2001	1,3620	1,5133	2,1186

CONCLUSION

Les risques d'erreur dans les projections démographiques sont nombreux. Il y en a à chaque étape de leur élaboration (Wattelar, 1981). On peut les classer en deux catégories: ceux d'ordre méthodologique et ceux de l'inévitable conjecture sur l'avenir. L'importance des biais et des aléas qu'on peut tolérer ne varie pas seulement en fonction de la valeur prédictive donnée aux projections (prévision ou simulation) et du terme sur lequel elles s'étendent (court, moyen, long). En pratique, les utilisateurs comme les auteurs se montrent souvent plus critiques envers les biais méthodologiques qu'envers les aléas des hypothèses de projection ou de la marge d'erreur observée a posteriori dans les résultats.

La préservation de la cohérence interne des perspectives par sexe et par âge est un objectif essentiel pour un modèle de projection démographique. Les nombreuses variables, composantes et interrelations qui entrent en action dans les modèles multirégionaux mettent cette cohérence à dure épreuve. Peu s'en faut pour qu'une des formulations mathématiques d'un modèle conforme, en apparence, à la comptabilité démographique observée, déclenche une perte de contrôle du processus projectif à plus ou moins longue échéance. Les modèles utilisant les soldes migratoires en sont un exemple.

Si ce n'est pas le point de vue mathématique qui en est lui-même la cause, ce peut être dû aux données de départ ou bien à la conception même des hypothèses de projection. Les données de départ peuvent contenir un certain nombre d'imperfections dont il aurait fallu tenir compte. Elles peuvent ne pas correspondre exactement au concept auquel la formulation mathématique fait appel. Pensons aux situations où on dispose en fait de médiocres "données observées" aux divers niveaux régionaux, à celles où des données sont obtenues par des méthodes indirectes ou des méthodes résiduelles, ou encore aux situations où des composantes importantes sont tributaires d'hypothèses où les événements

ne sont plus liés à la population risquante (Bourbeau et Robitaille, 1980; Dionne, 1970; Hamilton, 1966; Maheu, 1975; Statistique Canada 1974p; Thibault, 1984b).

Le modèle multirégional de perspectives démographiques par sexe et par âge que nous venons de décrire n'est malheureusement pas à l'abri d'une de ces pertes de contrôle. Mais, il est important de rassurer les utilisateurs, en ce que tous les résultats analysés jusqu'ici ne montrent pas de déviation particulière, même sur un terme de quatre-vingts ans (BSQ, 1981 et 1985b; Thibault, 1984c).

Ces projections restent toutefois les produits numériques d'un choix d'hypothèses qu'il a fallu traduire en indices adaptés aux équations du modèle. Elles reflètent un cheminement vraisemblable de la population qui peut bifurquer à tout moment sous l'impulsion d'un événement fortuit d'importance ou sous celle de nouvelles tendances lourdes qu'on ne saurait considérer justifiables pour le moment.

Rappelons en terminant que ce modèle multirégional de perspectives démographiques du Bureau de la statistique du Québec a été mis sur pied lors de l'exercice perspectif 1976-2001 (BSQ, 1980; Dionne, 1979). La version 1981-2006 y est identique, à l'exception de quelques améliorations techniques dont les principales sont exposées dans le texte, entraînant notamment une plus grande souplesse dans la construction des scénarios. Le modèle est basé sur la méthode des composantes par sexe et par âge. Les naissances, les décès et les migrations sont générés par des opérateurs matriciels multirégionaux dont les éléments sont des probabilités ou des taux (excepté pour l'immigration internationale). L'intensité annuelle de chaque phénomène peut être modifiée à volonté par un nombre restreint d'indices globaux. Il s'agit d'un modèle démographique fermé. C'est-à-dire que son fonctionnement ne fait intervenir aucune variable exogène, socio-économique par exemple. Mais cela ne veut pas dire que lors de la formulation des hypothèses on ne prend pas en compte des situations régionales particulières (BSQ, 1980 et 1984).

Mis à part les besoins de simulations théoriques pour la recherche, la projection est un pari sur l'avenir. Les auteurs et les utilisateurs misent plus souvent qu'autrement sur des scénarios cohérents par rapport à des contextes socio-économiques, politiques ou technologiques vraisemblables pour la société dont on projette la population.

Il s'agit là justement d'une des questions toujours réactualisée de la prévision démographique. Dans quelle mesure doit-elle tenir compte des mécanismes qui influencent les variables démographiques (Keyfitz, 1972 et 1982; Tapinos, 1981)? Depuis l'élaboration de la méthode des composantes par sexe et par âge, comme instrument de calcul des projections de population, il y a eu bien sûr de grands progrès dans les théories explicatives. Toutefois, de trop nombreuses interférences modifient ou prédominent les relations qu'elles préconisent. Les variables démographiques sont en fait mieux connues, plus stables et plus faciles à prédire que les paramètres de ces théories. L'extrapolation des régularités démographiques, où l'expérience et le jugement compte pour beaucoup, est encore le mieux qu'on puisse faire.

ANNEXE

DESCRIPTION DES RÉGIONS ADMINISTRATIVES ET ADDENDUM POUR LA RÉGION 10 ET LES SOUS-RÉGIONS DE MONTRÉAL

Régions administratives	Divisions de recensement (Entières ou en partie*)	
01 Bas-Saint-Laurent - Gaspésie		
01 Îles-de-la-Madeleine	**07 Rimouski partie***	
02 Gaspé-Est	07200 Saint-Charles-Garnier, P	07520 Saint-Donat, P
03 Gaspé-Ouest	07220 Saint-François-Xavier-des-Hauteurs, P	07530 Luceville, VL
04 Bonaventure	07240 Trinité-des-Monts, P	07540 Sainte-Luce, P
05 Matapédia	07250 Esprit-Saint, SD	07550 Sainte-Anaclet-de-Lessard, P
06 Matane	07350 Saint-Narcisse-de-Rimouski, P	07560 Sainte-Anne-de-la-Pointe-au-Père, P
07 Rimouski (partie)	07360 Mont-Lebel, SD	07570 Rimouski-Est, VL
	07370 Saint-Marcellin, P	07580 Rimouski, V
	07390 Saint-Gabriel, P	07600 Sainte-Odile-sur-Rimouski, P
	07400 Fleuriault, SD	07620 Sainte-Blandine, P
	07410 Sainte-Angèle-de-Merici, VL	07640 Saint-Valérien, P
	07430 Sainte-Angèle-de-Merici, P	07660 Bic, SD
	07460 Saint-Joseph-de-Lepage, P	07680 Saint-Fabien, P
	07480 Mont-Joli, V	07700 Saint-Eugène-de-Ladrière, P
	07500 Saint-Jean-Baptiste, SD	07940 Rimouski, partie Lac-Mistigougèche, NO
	07510 Sainte-Flavie, P	07970 Rimouski, partie Grand-Lac-Touradi, NO
02 Saguenay - Lac-Saint-Jean		
	98 Territoire-du-Nouveau-Québec, partie*	
90 Lac-Saint-Jean-Ouest	98180 Chapais, V	
93 Lac-Saint-Jean-Est	98200 Chibougamau, V	
94 Chicoutimi	98220 Mistassini, VC	
98 Territoire-du-Nouveau-Québec (partie)	98400 Baie-James (1), SD	
	98820 Mistassini, R	
03 Québec		
	07 Rimouski, partie*	
07 Rimouski (partie)	07260 Biencourt, SD	07720 Saint-Mathieu-de-Rioux, P
08 Rivière-du-Loup	07280 Lac-Des-Aigles, SD	07740 Saint-Simon, P
09 Témiscouata	07310 Saint-Guy, SD	07980 Rimouski, partie Lac-Boisbouscache, NO
10 Kamouraska	07330 Saint-Médard, SD	
11 Charlevoix-Est	**20 Québec, partie***	
12 Charlevoix-Ouest	La DR entière, sauf:	
13 L'Islet	20750 Lac-Édouard, SD	
14 Montmagny	20980 Québec, partie Kiskissink, NO	
15 Bellechasse	**24 Frontenac, partie***	
16 Montmorency 2	24110 Saint-Robert-Bellarmin, SD	24390 Saint-Hilaire-de-Dorset, P
17 Montmorency 1	24130 Saint-Gédéon, VL	24410 Saint-Sébastien, SD
20 Québec (partie)	24140 Saint-Gédéon, P	24500 Lambton, SD
21 Lévis	24160 Saint-Ludger, VL	24580 Courcelles, P
22 Dorchester	24170 Risborough et partie de Marlow, CU	24650 La Guadeloupe, VL
23 Beauce	24360 Lac-Drolet, SD	24700 Saint-Évariste-de-Forsyth, SD
24 Frontenac (partie)	24380 Gayhurst-partie-Sud-Est, CT	24770 Saint-Méthode-de-Frontenac, SD
26 Wolfe (partie)	**26 Wolfe, partie***	
27 Mégantic (partie)	26110 Sainte-Praxède, P	26620 Disraëli, P
28 Lotbinière (partie)	26200 Beaulac, VL	26640 Saint-Jacques-le-Majeur-de-Wolfestown,P
29 Portneuf (partie)	26250 Garthby, CT	26660 Saint-Julien, P
97 Saguenay (partie)	26580 Saints-Martyrs-Canadiens, P	26680 Saint-Fortunat, SD
	26620 Disraëli, V	
	27 Mégantic, partie*	
	27110 Sainte-Anne-du-Lac, VL	27290 Ireland, SD
	27130 Sacré-Coeur-de-Marie-partie-Sud, P	27330 Bernierville, VL
	27150 Robertsonville, VL	27350 Halifax-Sud, CT
	27170 Saint-Antoine-de-Pontbriand, P	27400 Saint-Jean-de-Brébeuf, SD
	27190 Thetford-partie-Sud, CT	27420 Kinnear's-Mills, SD
	27210 Saint-Joseph-de-Coleraine, SD	27440 Inverness, VL
	27220 Black-Lake, V	27450 Inverness, CT
	27240 Thetford-Mines, V	27470 Saint-Jacques-de-Leeds, SD
	27260 Rivière-Blanche, SD	27490 Nelson, CT
	27280 Saint-Adrien-d'Irlande, SD	27510 Lyster, SD

Régions administratives

Divisions de recensement

(Entières ou en partie*)

03 Québec (suite)

	28	**Lotbinière, partie***		
	28110	Saint-Sylvestre, VL	28420	Saint-Flavien, P
	28130	Saint-Sylvestre, P	28440	Laurier-Station, VL
	28150	Sainte-Agathe, VL	28470	Notre-Dame-du-Sacré-Coeur-d'Issoudun, P
	28170	Sainte-Agathe, P		
	28200	Saint-Patrice-de-Beaurivage, SD	28490	Saint-Apollinaire, SD
	28230	Saint-Narcisse-de-Beaurivage, P	28510	Saint-Antoine-de-Tilly, P
	28250	Saint-Gilles, P	28550	Sainte-Croix, VL
	28280	Saint-Agapit, SD	28590	Sainte-Croix, P
	28290	Saint-Octave-de-Dosquet, P	28630	Saint-Édouard-de-Lotbinière, P
	28340	Val-Alain, SD	28660	Lotbinière, SD
	28370	Saint-Janvier-de-Joly, SD	28680	Leclercville, VL
	28400	Saint-Flavien, VL	28700	Sainte-Emmélie, P
	29	**Portneuf, partie***		
	La DR entière, sauf:			
	29680	Notre-Dame-de-Montauban, SD	29780	Lac-aux-Sables, P
	97	**Saguenay, partie***		
	97530	Baie-Sainte-Catherine, SD	97985	Saguenay, partie Sagard, NO

04 Trois-Rivières

	20	**Québec, partie***		
20 Québec (partie)	20750	Lac-Édouard, SD	20980	Québec, partie Kiskissink, NO
27 Mégantic (partie)	**27**	**Mégantic, partie***		
28 Lotbinière (partie)	27310	Vianney, CT	27630	Sainte-Julie, SD
29 Portneuf (partie)	27360	Halifax-Nord, CT	27690	Plessisville, V
32 Champlain	27380	Sainte-Sophie, SD	27750	Plessisville, P
33 Nicolet	27390	Saint-Pierre-Baptiste, P	27780	Notre-Dame-de-Lourdes, P
34 Arthabaska (partie)	27570	Laurierville, VL		
41 Drummond	**28**	**Lotbinière, partie***		
42 Yamaska (partie)	28310	Villeroy, SD	28760	Saint-Jacques-de-Parisville, P
43 Saint-Maurice	28710	Sainte-Françoise, SD	28770	Deschaillons-sur-Saint-Laurent, VL
47 Maskinongé (partie)	28730	Fortierville, VL	28780	Deschaillons, VL
84 Abitibi (partie)	28750	Sainte-Philomène-de-Fortierville, P		
98 Territoire du Nouveau-Québec (partie)	**29**	**Portneuf, partie***		
	29680	Notre-Dame-de-Montauban, SD	29780	Lac-aux-Sables, P
	34	**Arthabaska, partie***		
	La DR entière, sauf:		34210	Trois-Lacs, SD
	42	**Yamaska, partie***		
	42120	Saint-Joachim-de-Courval, P	42530	Baie-du-Febvre, SD
	42200	Saint-Bonaventure, P	42580	Pierreville, VL
	42300	Saint-Guillaume, VL	42640	Saint-Thomas-de-Pierreville, P
	42340	Saint-Guillaume, P	42660	Notre-Dame-de-Pierreville, P
	42420	Saint-Pie-de-Guire, P	42680	Saint-François-du-Lac, VL
	42440	Saint-Elphège, P	42700	Saint-François-du-Lac, P
	42460	Saint-Zéphirin-de-Courval, P	42830	Odanak, R
	42480	La Visitation-de-Yamaska, SD		
	47	**Maskinongé, partie***		
	47120	Louiseville, V	47360	Saint-Édouard-de-Maskinongé, SD
	47140	Saint-Antoine-de-la-Rivière-du-Loup, P	47400	Sainte-Angèle, P
	47180	Maskinongé, VL	47440	Saint-Paulin, VL
	47200	Saint-Joseph-de-Maskinongé, P	47460	Saint-Paulin, P
	47220	Saint-Léon-le-Grand, P	47500	Hunterstown, CT
	47260	Sainte-Ursule, P	47570	Saint-Alexis-des-Monts, P
	47280	Saint-Justin, P		
	84	**Abitibi, partie***		
	84810	Obedjiwan, R	84920	Abitibi, partie Obedjiwan, NO
	98	**Territoire du Nouveau-Québec, partie***		
	98400	Baie-James (1), SD		

Régions administratives

Divisions de recensement

(Entières ou en partie*)

05 Estrie

24 Frontenac (partie)
25 Compton
26 Wolfe (partie)
34 Arthabaska (partie)
35 Richmond
36 Sherbrooke
37 Stanstead

24 Frontenac, partie*

24190 Audet, SD
24200 Lac-Mégantic, V
24210 Frontenac, SD
24230 Saint-Augustin-de-Woburn, P
24240 Notre-Dame-des-Bois, SD
24260 Piopolis, SD
24280 Val-Racine, P
24300 Milan, SD
24310 Marston, CT
24320 Nantes, SD
24340 Sainte-Cécile-de-Whitton, SD
24420 Saint-Romain, SD
24450 Stornoway, SD

26 Wolfe, partie*

26150 Stratford, CT
26300 Fontainebleau, SD
26350 Saint-Gérard, VL
26380 Weedon-Centre, VL
26400 Weedon, CT
26430 Bishopton, VL
26450 Marbleton, VL
26480 Dudswell, CT
26530 Saint-Camille, CT
26560 Saint-Joseph-de-Ham-Sud, P
26690 Ham-Nord, CT
26700 Notre-Dame-de-Lourdes-de-Ham, SD
26710 Saint-Adrien, SD
26720 Wottonville, VL
26740 Wotton, CT

Arthabaska, partie*

34210 Trois-Lacs, SD

06 Montréal

38 Brome
39 Shefford
40 Bagot
42 Yamaska (partie)
47 Maskinongé (partie)
49 Berthier (partie)
50 Richelieu
51 Saint-Hyacinthe,
52 Rouville
53 Iberville
54 Missisquoi
55 Saint-Jean
56 Chambly
57 Verchères
58 Joliette (partie)
61 Montcalm (partie)
62 L'Assomption
63 Terrebonne
64 Île-Jésus
65 Île-de-Montréal
66 Laprairie
67 Napierville
68 Huntingdon
69 Châteauguay
70 Beauharnois
71 Soulanges
72 Vaudreuil
73 Deux-Montagnes
74 Argenteuil
75 Papineau (partie)
76 Labelle (partie)

42 Yamaska, partie*

42380 Saint-David, P
42720 Saint-Gérard-Majella, P
42740 Yamaska-Est, VL
42760 Yamaska, VL
42780 Saint-Michel-d'Yamaska, P

47 Maskinongé, partie*

47320 Saint-Didace, P
47920 Maskinongé, partie Lac-Villiers, NO

49 Berthier, partie*

La DR entière, sauf:
49950 Berthier, partie Lac-Nasigon, NO

58 Joliette, partie*

La DR entière, sauf:
58970 Joliette, partie Dépôt-du-Lac-au-Pin, NO

61 Montcalm, partie*

La DR entière, sauf:
61960 Montcalm, partie Desserte-du-Lac-d'Argent, NO

75 Papineau, partie*

75620 Amherst, CT
75660 Lac-des-Plages, SD

76 Labelle, partie*

76120 La Conception, SD
76150 Lac-Tremblant-Nord, SD
76200 Labelle, SD
76260 La Minerve, CT
76560 La Macaza, SD
76910 Labelle, partie Lac-Marie-Lefranc, NO

Régions administratives

Divisions de recensement

(Entières ou en partie*)

07 Outaouais

47 Maskinongé (partie)
49 Berthier (partie)
58 Joliette (partie)
61 Montcalm (partie)
75 Papineau (partie)
76 Labelle (partie)
78 Gatineau
79 Hull
80 Pontiac

47 Maskinongé, partie*
47820 Manouane, R
47960 Maskinongé, partie Manouane, NO
49 Berthier, partie*
49950 Berthier, partie Lac-Nasigon, NO
58 Joliette, partie*
58970 Joliette, partie Dépôt-du-Lac-au-Pin, NO
61 Montcalm, partie*
61960 Montcalm, partie Desserte-du-Lac-d'Argent, NO
75 Papineau, partie*
La DR entière, sauf:
75620 Amherst, CT
75660 Lac-des-Plages, SD
76 Labelle, partie*
76340 Notre-Dame-du-Laus, SD
76360 Notre-Dame-de-Pontmain, SD
76380 Lac-du-Cerf, SD
76400 Saint-Aimé-du-Lac-des-Îles, SD
76420 Kiamika, CT
76440 Lac-Nominingue, SD
76480 Saguay, SD
76500 Sainte-Véronique, CT
76520 L'Annonciation, VL
76540 Marchand, CT
76580 L'Ascension, P
76610 Chute-Saint-Philippe, SD
76620 Val-Barrette, VL
76630 Lac-des-Écorces, VL
76640 Beaux-Rivages, SD
76650 Mont-Laurier, V
76660 Des Ruisseaux, SD
76680 Lac-Saint-Paul, SD
76690 Mont-Saint-Michel, SD
76700 Sainte-Anne-du-Lac, SD
76710 Ferme-Neuve, VL
76780 Ferme-Neuve, P
76940 Labelle, partie Lac-du-Sourd, NO
76970 Labelle, partie Pérodeau, NO

08 Abitibi – Témiscamingue

83 Témiscamingue,
84 Abitibi (partie)
98 Territoire du Nouveau-Québec (partie)

84 Abitibi, partie*
La DR entière, sauf:
84810 Obedjiwan, R
84920 Abitibi, partie Obedjiwan, NO
98 Territoire du Nouveau-Québec, partie*
98120 Lebel-sur-Quevillon, V
98400 Baie-James (1), SD
98130 Waswanipi, VC
98810 Waswanipi, R
98150 Matagami, V

09 Côte-Nord

97 Saguenay (partie)

97 Saguenay, partie*
La DR entière, sauf:
97530 Baie-Sainte-Catherine, SD
97985 Saguenay, partie Sagard, NO

10 Nouveau-Québec

98 Territoire du Nouveau-

98 Territoire du Nouveau-Québec, partie*
98240 Nemiscau, VC
98260 Fort-Rupert, VC
98300 Eastmain, VC
98380 Nouveau-Comptoir, VC
98400 Baie-James (1), SD
98430 Fort-George, VC
98450 Shefferville, V
98570 Schefferville, VK
98600 Poste-de-la-Baleine, VC
98605 Kuujjuarapik, VN
98620 Inukjuak, VN
98640 Kangiqsualujjuaq, VN
98650 Kuujjuaq, VN
98655 Tasiujaq, VN
98690 Aupaluk, VN
98700 Kangirsuk, VN
98710 Quaqtaq, VN
98730 Akulivik, VN
98750 Kangiqsujuaq, VN
98770 Salluit, VN
98790 Ivujivik, VN
98830 Nemiscau, R
98840 Fort-Rupert, R
98850 Eastmain, R
98860 Nouveau-Comptoir, R
98870 Fort-George, R
98880 Poste-de-la-Baleine, R
98885 Kawawachikamach, R
98890 Matimekosh, R
98905 Territoire-du-Nouveau-Québec, partie Caniapiscau, NO
98945 Territoire-du-Nouveau-Québec, partie Baie-d'Ungava, NO
98965 Territoire-du-Nouveau-Québec, partie Baie-d'Hudson, NO

Définitions

Région administrative: Découpage régional du territoire québécois, d'après l'Arrêté en conseil nº 524 du 29 mars 1966.

Division de recensement (DR): Unité géostatistique dont la délimitation se rapproche de celle du comté municipal du Québec.

Subdivision de recensement: Unité géostatistique de base.
Terme général qui s'applique aux municipalités, réserves et établissements indiens et aux territoires non organisés.

Code géographique: Code (à 5 chiffres) attribué aux subdivisions de recensement en s'appuyant sur certains principes opérationnels de codification.

partie*: Indique que la division de recensement n'est contenue qu'en partie dans la région administrative concernée (pour la partie, présente une énumération des subdivisions de recensement incluses); fait référence, dans quelques cas, à une division de recensement presqu'entière, avec mention des exclusions.

(1): Le territoire couvert par la municipalité de la Baie-James chevauche en partie quatre régions administratives (02 Saguenay – Lac-Saint-Jean; 04 Trois-Rivières; 08 Abitibi – Témiscamingue; 10 Nouveau-Québec).

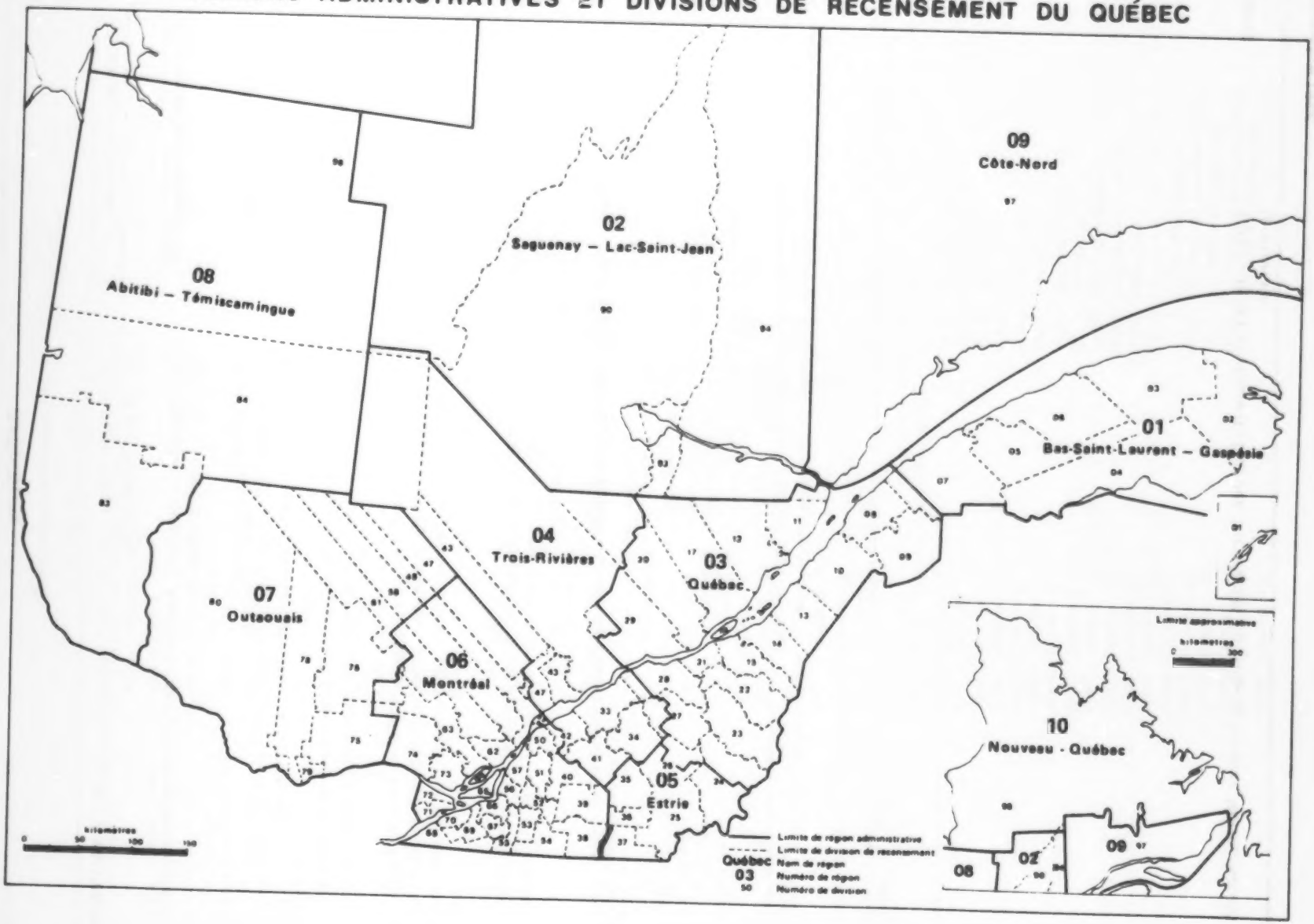
Abréviations des statuts des subdivisions de recensement

V	:	ville
VL	:	village
P	:	paroisse
CT	:	canton
CU	:	cantons unis
SD	:	sans désignation
NO	:	territoire non organisé
VN	:	village nordique
VC	:	village cri
VK	:	village naskapi
R	:	réserve indienne

Source: Bureau de la statistique du Québec, Service des statistiques sociales, Normalisation territoriale.

Novembre 1984.

RÉGIONS ADMINISTRATIVES ET DIVISIONS DE RECENSEMENT DU QUÉBEC



ADDENDUM

RÉGION 10 ET LES SOUS-RÉGIONS DE MONTRÉAL

LA RÉGION 10:

Le territoire couvert par la municipalité régionale de la Baie-James chevauche en partie quatre régions administratives. On a convenu d'attribuer l'ensemble de sa population à la région du Nouveau-Québec (10).

LES SOUS-RÉGIONS DE MONTRÉAL:

	SOUS-RÉGION	DIVISION DE RECENSEMENT À INCLURE		
6N	Nord-de-Montréal	47 (partie)	62	75 (partie)
		49 (partie)	63	76 (partie)
		58 (partie)	73	
		61 (partie)	74	
6L	Laval - Ile-Jésus	64		
6M	Ile-de-Montréal	65		
6S	Sud-de-Montréal	38	53	68
		39	54	69
		40	55	70
		42 (partie)	56	71
		50	57	72
		51	66	
		52	67	

Source: Service de l'analyse et de la prévision démographiques
Bureau de la statistique du Québec.

BIBLIOGRAPHIE

ASCHER, William, 1978, Forcasting: An appraisal for Policy-Makers and Planners, Johns Hopkins University Press, Baltimore and London, 238 pages.

BOURREAU, Robert et ROBITAILLE, Norbert, 1980, "L'effet du sous-dénombrement sur l'estimation des soldes migratoires par groupe quinquennal de génération et par sexe, Québec, 1971-1976", Cahiers québécois de démographie, vol.9, no.1, pages 59 à 86.

BUREAU DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC, 1976, Perspectives démographiques pour les régions administratives et les grands périmètres urbains du Québec, 1971-1981-1986; résultats détaillés, Québec, VI, 537 pages.

BUREAU DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC, 1980, Présentation des prévisions de population pour le Québec et ses régions, 1976-2001, Document de travail, Service de l'analyse et de la prévision démographiques, Québec, 39 pages.

BUREAU DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC, 1981, Perspectives démographiques pour le Québec et ses régions administratives, 1976-2001: analyse des principaux résultats (version préliminaire), Service de l'analyse et de la prévision démographiques, Québec, 210 pages.

BUREAU DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC, 1984, Perspectives démographiques régionales, 1981-2006, Québec, 436 pages.

BUREAU DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC, 1985a, Description des régions administratives du Québec selon les divisions de recensement, Document de travail, Service des statistiques sociales, Normalisation territoriale, Québec, 6 pages.

BUREAU DE LA STATISTIQUE DU QUÉBEC, 1985b, L'avenir démographique du Québec, Québec, 219 pages.

CALOT, Gérard et BODIN, Jean-Louis, 1970, "Réflexions sur les projections", Collections de l'INSEE, série D, no.6, pages 4 à 13.

DIONNE, Claude, 1970, "Estimation des soldes migratoires internes par la comparaison de deux recensements", Recherches économiques de Louvain, No.4, pages 309 à 340.

DIONNE, Claude, 1979, "Modèle démographique polyvalent", Cahiers québécois de démographie, vol.8, no.3, pages 139 à 155.

HAMILTON, C. Horace, 1966, "Effect of Census Errors on the Mesurement of Net Migration", Demography, Vol.3, no.2, pages 393 à 415.

JOE, Shirley, 1983, "La fécondité au Québec, 1926-1981", dans Démographie québécoise: passé, présent, perspective, Bureau de la statistique du Québec, Québec, pages 89 à 131.

KEYFITZ, Nathan, 1972, "On Future Population", Journal of the American Statistical Association, vol.67, no.338, pages 347 à 363.

KEYFITZ, Nathan, 1977, Introduction to the Mathematics of Population with Revisions, Addison-Wesley Publishing Company, 490 pages.

KEYFITZ, Nathan, 1982, "Can Knowledge Improve Forecast?", Population and Development Review, vol.8, no.4, pages 729 à 751.

LACHAPELLE, Réjean, 1976, "Démographie et prospective", Cahiers québécois de démographie, vol.5, no.3 spécial, pages 347-383.

LESLIE, P.H., 1945, "On the Use of Matrices in Certain Population Mathematics", Biometrika, vol.33, p. 183-212.

LESLIE, P.H., 1948, "Some Further Notes on the Use of Matrices in Population Mathematics", Biometrika, vol.35, p. 213-245.

MAHEU, Robert, 1975, "Critique de la méthode des taux de survie pour l'estimation de la structure par âge du solde migratoire", Cahiers québécois de démographie, vol.4, no.3, pages 44 à 47.

NIZARD, Alfred, 1974, "Les perspectives de population", Population, 29e année, numéro spécial (juin), pages 239-284.

ORGANISATION DES NATIONS UNIES, 1956, Méthodes de projections démographiques par sexe et par âge, Troisième manuel sur les méthodes d'estimation de la population, Etudes démographiques, no.25, ST/SOA/SER. A/25, New York, 85 pages.

PRESSAT, Roland, 1983, L'analyse démographique, Presse universitaire de France, Paris, 295 pages.

ROGERS, Andrei, 1975, Introduction to Multiregional Mathematical Demography, John Wiley & Sons, 203 pages.

SHRYOCK, Henry S., SIEGEL, Jacob S. et associés, 1973, The Methods and Materials of Demography, Bureau of the Census, U.S. Department of Commerce, Washington, 888 pages.

SIEGEL, Jacob, S., 1972, "Development and Accuracy of Projections of Population and Households in the United States". Demography, vol.9, no.1, pages 51 à 68.

STATISTIQUE CANADA, 1974, Projections démographiques pour le Canada et les provinces, 1971-2001, numéro 91-514 au catalogue/Hors série, Ottawa, 181 pages.

STATISTIQUE CANADA, 1975, Rapport technique sur les projections démographiques pour le Canada et les provinces, 1972-2001, numéro 91-516 en catalogue/Hors série, Ottawa, 233 pages.

STATISTIQUE CANADA, 1979, Projections démographiques pour le Canada et les provinces, 1976-2001, no.91-520 au catalogue/Hors série, Ottawa, 472 pages.

STATISTIQUE CANADA, 1985, Projections démographiques pour le Canada, les provinces et les territoires, 1984-2006, no. 91-520 au catalogue /Hors série, Ottawa, 346 pages.

STOTO, Michael A., 1983, "The Accuracy of the Population Projections", Journal of the American Statistical Association, vol.78, no.381, pages 13 à 20.

TAPINOS, Georges Ph., 1981, "De l'utilité des perspectives démographiques", dans Perspectives de population, d'emploi et de croissance urbaine, Chaire Quetelet '80, Ordina Editions, Liège, pages 15-53.

TERMOTE, Marc, 1977, "Prévision démographique par province, 1972-2001: Hypothèses de migration et modèle de prévision". Rapport consultatif soumis à Statistique Canada, non publié.

THIBAULT, Normand, 1981, Étude critique du modèle SUPER-POP. Document de travail, non publié, Service des études de population, ministère des Affaires sociales, Québec, 50 pages.

THIBAULT, Normand, 1984a, Estimations intercensitaires de la population selon le sexe et l'âge, Québec, régions administratives et sous-régions de Montréal, 1976-1981, Service de l'analyse et de la prévision démographiques, Bureau de la statistique du Québec, Document de travail, Québec, 41 pages.

THIBAULT, Normand, 1984b, Commentaires sur les projections démographiques, 1981-2001, du modèle SUPER-POP du ministère ds Affaires sociales", Document de travail, Service de l'analyse et de la prévision démographiques, Bureau de la statistique du Québec, Québec, 16 pages.

THIBAULT, Normand, 1984c, Évaluation des perspectives démographiques 1976-2001, au 3 juin 1981, Document de travail, Service de l'analyse et de la prévision démographiques, Bureau de la statistique du Québec, Québec, 27 pages.

WATTELAR, Christine, 1980, Perspectives démographiques par sexe et par âge: Les indices de mortalité et le calcul des survivants, Collection: Recherches démographiques, cahier no.2, Université catholique de Louvain, CABAY, Louvain-La-Neuve, 269 pages.

WATTELAR, Christine, 1981, "Les perspectives démographiques par sexe et âge: simplisme ou sophistication?" dans Perspectives de population, d'emploi et de croissance urbaine, Chaire Quetelet '80, Ordina Editions, Liège, pages 57 à 88.